Industry Canada
Research Publications Program

NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT

By Steven Globerman, Western Washington University, and Daniel Shapiro, Simon Fraser University

Working Paper Number 37
December 2002

Industry Canada Industrie Canada
Canada

Industry Canada Research Publications Program

The Industry Canada Research Publications Program provides a forum for the analysis of key micro-economic challenges in the Canadian economy and contributes to an informed public debate on these issues. Under the direction of the Micro-Economic Policy Analysis Branch, the Program's research paper series features peer-reviewed analytical working papers or policy-related discussion papers written by specialists on micro-economic issues of broad importance.

The views expressed in these papers do not necessarily reflect the views of Industry Canada or of the federal government.

103-05649/

Industry Canada
Research Publications Program

NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT

By Steven Globerman, Western Washington University, and Daniel Shapiro, Simon Fraser University

Working Paper Number 37
December 2002

National Library of Canada Cataloguing in Publication Data

Globerman, Steven

National political infrastructure and foreign direct investment

(Working paper ; no. 37)
Text in English and French on inverted pages.
Title on added t.p.: Infrastructure politique nationale et investissement étranger direct.
Includes bibliographical references.
Issued also on the Internet.
Mode of access: WWW site of Industry Canada.
ISBN 0-662-66489-2
Cat. No. C21-24/37-2002

1. Investments, foreign.
2. Economic development.
3. Industrial productivity.
I. Shapiro, Daniel M.
II Canada. Industry Canada.
III. Title.
IV. Title :Infrastructure politique nationale et investissement étranger direct.
V. Series: Working paper (Canada. Industry Canada)

HG4538.G56 2002 332.67'3 C2002-980098-6E

The list of titles available in the Research Publications Program and details on how to obtain copies can be found at the end of this document. Summaries of research volumes and the full text of papers published in Industry Canada's various series and of our quarterly newsletter, *MICRO*, are available on *Strategis*, the Department's online business information site, at http://strategis.gc.ca.

Comments should be addressed to:

Someshwar Rao
Director
Strategic Investment Analysis
Micro-Economic Policy Analysis
Industry Canada
5th Floor, West Tower
235 Queen Street
Ottawa, Ontario
K1A 0H5

Tel.: (613) 941-8187
Fax: (613) 991-1261
E-mail: rao.someshwar@ic.gc.ca

TABLE OF CONTENTS

1. INTRODUCTION 1

2. EMPIRICAL RELATIONSHIP BETWEEN FDI AND SOCIO-POLITICAL ATTRIBUTES 5
   - Surveys and Other Expert Opinions 5
   - Econometric Studies 6

3. NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE 7

4. MEASURING NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE 9

5. MEASURING OTHER VARIABLES 11

6. MODELLING GLOBAL FDI INFLOWS AND OUTFLOWS 13
   - Control Variables 13
   - The Dependent Variable 14
   - Specifying the Model 15
   - Data and Measurement 16
   - Multicollinearity 18

7. ESTIMATION AND RESULTS: THE GLOBAL MODEL 19
   - The FDI Model 19
   - The FDO Model 23
   - Canada as an "Outlier" 26

8. MODELLING U.S. FDI FLOWS 29
   - Data and Measurement 30

9. ESTIMATION AND RESULTS: THE U.S. FDI MODEL 33
   - Results 33
   - First-stage Results 33
   - Second-stage Results 35
   - Decomposing Indices 37
   - Canada an Outlier 40

SUMMARY AND CONCLUSIONS 41

NOTES 45

BIBLIOGRAPHY 49

INDUSTRY CANADA RESEARCH PUBLICATIONS 53

ACKNOWLEDGEMENTS

The authors would like to thank two unidentified reviewers for many helpful comments on an earlier draft.

1. INTRODUCTION

It is widely argued that a country's economic performance over time is determined to a great extent by its political, institutional, and legal environment (OECD, 2001). We refer to these public institutions and policies as the national political infrastructure (NPI) of a country. The NPI thus comprises investments in effective political, economic and legal governance, which in most countries is the exclusive responsibility of the government.[1]

The national political infrastructure of a country helps to define its investment environment and thus creates favourable conditions for economic growth. Recent empirical evidence does in fact indicate that cross-country differences in growth and productivity are related to differences in political, institutional and legal environments (OECD, 2001; Hall and Jones, 1999; Keefer and Knack, 1997; Knack and Keefer, 1995; Kaufman et al. 1999b). Because the investment environment of a country affects both domestic and foreign investors, and because foreign direct investment (FDI) has been shown to promote host-country efficiency, it is a natural extension of the literature to consider the impact of NPI on cross-country differences in FDI flows. This report therefore focuses on the linkage between measures of national political infrastructure and FDI flows.

Specifically, we test the hypothesis that FDI will be attracted to regions characterized by more favourable NPIs, all other things constant. We also argue that countries with more favourable national political infrastructures will create more domestic multinational enterprises (MNEs), and they will therefore see more capital outflows, so that the net effect on capital flows may be uncertain.

We base our hypotheses on the "eclectic" theory of FDI (Dunning, 1980), which holds that multinational enterprises invest abroad in attractive locations by internalizing firm-specific (ownership) advantages. We suggest that one factor contributing to a location's attractiveness is its national political infrastructure. At the same time, a domestic environment that protects property rights and promotes economic transparency is likely to foster domestic innovation and thus firm-specific advantages which, in turn, result in capital outflows.

There is a relatively extensive empirical literature focusing on the characteristics of locations that seem to either attract or repel foreign investors.[2] While it seems plausible that FDI will be attracted to regions characterized by more favourable political infrastructures, all other things constant, most of the relevant literature has focused on economic determinants of FDI inflows, and there is very little discussion of the determinants of capital outflows. It is, of course, true that the international business literature has acknowledged the importance of country-specific political risk (Kobrin, 1976). As a consequence, empirical analyses of FDI now routinely include some kind of variable to control for inter-country differences in the broad political environment (Tuman and Emmert, 1999; Mody and Srinivasan, 1998; Stevens, 2000; Bevan and Estrin, 2000; Morisset, 2000; Altomonte, 2000), albeit with somewhat mixed results (Dawson, 1998).[3]

It is difficult to generalize about the statistical impact of political governance attributes, in part because these attributes are measured in different ways in different studies. Moreover, although many previous studies adopt measures that are closely related to the notion of national political infrastructure, there has as yet been no systematic attempt to directly relate NPI measures to FDI flows for a wide cross-section of countries. Nor has there been much discussion regarding the specific infrastructure elements that are especially robust determinants of FDI.

In this study, we use newly developed indices to examine the effects of NPI on *both* FDI inflows and outflows for a broad sample of (at most) 144 developed and developing countries over the period 1995-97. Specifically, we use the six governance indices developed by Kaufman et al. (1999a) to measure national political infrastructure. These six indices, described below, cover a broad range of institutional and policy outcomes and are available for a large sample of countries. In particular, they include factors not commonly found in the FDI literature, notably measures of the rule of law, the regulatory environment, and graft.

National political infrastructure is not the only infrastructure that can contribute to economic well-being and create a favourable climate for FDI. Investments in human capital, physical infrastructure and the environment may also be important. In the context of FDI, the absence of educated and healthy workers can be a significant deterrent to foreign entry. As increasing amounts of FDI becomes skill- and efficiency-seeking, access to an educated and skilled workforce becomes essential.[4] There is evidence that a more highly educated populace does in fact attract FDI (Mody and Srinivasan, 1998), but the role of health has not been explored to our knowledge. Similarly, environmental regulation may increase the costs of doing business and thus deter FDI. On the other hand, a clean environment may be associated with a higher quality of life, and thereby attract FDI. To date, there are only a limited number of studies linking environmental policies to FDI (List, 2001; Smarzynska and Wei, 2001; and Wheeler, 2001), with no consistent evidence of a race to the bottom with respect to environmental policies. That is, there is no consistent evidence of a negative relationship between FDI inflows and higher environmental standards.

In this study, we account for aspects of human capital development and the environmental regime using the Human Development Index (HDI) developed by the United Nations, and the Environmental Sustainability Index (ESI) developed jointly at Columbia University, Yale University and the World Economic Forum. The HDI is a composite index created by combining GDP per capita, an education outcome index and a health status index. The ESI measures environmental sustainability using a variety of measures.

The primary purpose of this study is therefore to assess the contribution of national political infrastructure characteristics to the determination of inward and outward FDI flows, and to compare their impact with other measures of non-physical infrastructure such as health, education and the environment. Our report is thus concerned with assessing the importance of "non-traditional" variables in a relatively traditional model of FDI behaviour. Globally, these measures are often associated (directly or indirectly) with the broad notion of a location's quality of life. Policies influencing quality of life in a region are attracting increasing attention from public officials seeking to make their region attractive to foreign investors.[5]

In order to examine these issues, we employ two sets of FDI data, both covering the period 1995-97. The first set measures total FDI inflows and outflows to/from a sample of 144 developed and developing countries (UNCTAD, 2000). The second set uses U.S. Bureau of Economic Analysis data to measure the inflows of U.S. FDI to these same countries (not all of which were recipients). We refer to the former as the global model, and the latter as the U.S. model.

For the global model, we employ relatively standard techniques to estimate the impact of NPI on the amount of capital inflows and outflows, holding constant other factors, including those discussed above. For the global model, all countries in the sample are FDI recipients. For the U.S. model, however, there are a large number of countries where no positive FDI inflows from the United States were recorded over our sample period. We therefore employ a two-stage estimation procedure to account for the possibility of sample selection bias (Heckman, 1979). We first estimate the likelihood of a country enjoying positive FDI inflows from the United States, and then we estimate the determinants of the magnitude of the positive inflows. In the first stage, the probit method is used to estimate the probability

that the United States invests in a particular country. In the second stage, ordinary least squares (OLS) estimates of the determinants of the amount of FDI (given that it is positive) are provided.

For both models, we provide separate estimates of our equations for samples including both developing and developed countries, as well as for developed countries alone. In addition, for the U.S. sample, we investigate the possibility that the determinants of FDI, in particular the importance of NPI, differ across industries. We thus provide separate estimates for U.S. FDI flows in high-technology industries.

For the global model, our results clearly indicate that NPI is an important determinant of both FDI inflows and outflows. The results suggest that investments in governance infrastructure not only attract capital, but also create the conditions under which domestic MNEs emerge and invest abroad. It would appear that investments in governance infrastructure are subject to diminishing returns, so that the benefits, in terms of inflows, are most pronounced for smaller and developing economies. For the U.S. model, the results also point to the importance of NPI, but in a somewhat different way. National political infrastructure is an important determinant of whether a country receives U.S. FDI, but it is less important in determining the amount, given that the country is a recipient.

The study proceeds as follows. In the next section we survey the relevant FDI literature. In the third section we define national political infrastructure, and compare and contrast our definition to other related concepts. In the fourth section, we discuss our measure of NPI, as well as other measures we employ, notably measures of human development and environmental sustainability. Sections where we describe the global FDI model, its estimation technique and results, and then the U.S. FDI model and its estimation and results follow, respectively. A summary and conclusions are provided in the final section.

2. EMPIRICAL RELATIONSHIP BETWEEN FDI AND SOCIO-POLITICAL ATTRIBUTES

There is a vast empirical literature focusing on the determinants of FDI. Most of the available studies are not primarily concerned with the influence of NPI elements. There are two broad types of studies that focus more particularly on the relationship between FDI flows and quality-of-life measures, or political attributes. One comprises surveys of MNE executives and government officials, in which expert opinions about the relevance of political or socio-cultural attributes are solicited. The second encompasses econometric models of FDI patterns that incorporate socio-cultural or political variables.

Surveys and Other Expert Opinions

A number of available surveys provide somewhat conflicting evidence on the importance of socio-cultural and political determinants of FDI patterns. In one relatively early study, Piper (1971) analyzed USAID files of pre-investment surveys of U.S. executives contemplating foreign investments under that specific government financial assistance program. He concluded that, with very few exceptions, political and social variables tend to be given relatively little emphasis in foreign investment decisions. Conversely, another survey of U.S. executives published at around the same time attributes substantial importance to the political environment (Bennett and Green, 1972). Specifically, the survey investigated the relationship between political stability and marketing FDI, where the latter is defined as manufacturing and trade resulting in products and services being marketed abroad. A notable positive relationship was identified by that survey.

A U.S. government survey published in the mid-1980s reports the opinions of industrial development professionals (Laszlo, 1984). This survey sought to isolate variables that are considered significant to potential foreign investors in choosing a community in which to locate FDI. The variables identified included (in order of importance) highways, proximity to markets, reasonable taxes, a favourable labour climate, reasonable costs and wages, and pleasant living conditions. From the responses, Laszlo draws the inference that quality of life in a community is of significance to location decisions, particularly to a foreign investor who is considering relocating a large number of management personnel and their families into the community. Aspects of living conditions and community services that especially matter are the quality of public education in or near the community, health, recreational and cultural amenities, and the quality and cost of housing. These all contribute to pleasant living conditions.

More recently, Peterson, Malhota and Wagner (1999) report the responses to a survey of executives from Japanese MNEs who evaluated reasons for their companies' decisions to come to the United States as producers. "Incentive packages" ranked at the low end of factors that induced companies to invest in the United States. Instead, "proximity to customers" and "quality of life" were the two top factors cited by the respondents. Other factors mentioned included education and training, physical infrastructure, business and environmental regulation, and fiscal stability.

Another recent survey, this one conducted among senior officials of North American industry associations, identified the factors influencing the willingness of businesses to invest in Canada (Public Policy Forum, 2000). The industry representatives interviewed offered positive comments about the quality of Canada's workforce and its university educational system as attractions to invest in Canada. However, Canada's quality of life, including its relatively clean and crime-free cities, was viewed as

having little impact on the decisions of firms to invest in Canada or to relocate their Canadian assets. Nor were Canada's social programs identified as a distinct advantage or disadvantage to corporate investors. Rather, the primary factor cited by the decision-makers interviewed was Canada's competitiveness. One might infer from the responses that Canada's competitiveness is not prominently conditioned by the country's quality of life.[6]

In summary, available survey evidence provides an ambivalent assessment of the impact of national political and socio-cultural attributes on FDI decisions. In contrast, it does highlight the importance of more conventional economic factors such as the availability of a trained and educated workforce, as well as physical infrastructure such as transportation and communication facilities. To some extent, disagreement about the importance of political and socio-cultural attributes could reflect differing definitions of those attributes. It might also reflect a potential indirect influence of these factors. For example, their influence might be relevant, at the margin, when economic influences are relatively similar across countries. Or they might condition the availability of economic infrastructure attributes, such as human capital.[7] The surveys summarized above do not attempt to identify potential interactions between economic and non-economic variables, or other indirect channels through which non-physical infrastructure measures might influence FDI behaviour.

Econometric Studies

Econometric studies offer a second broad source of evidence bearing upon the linkages between infrastructure attributes and FDI flows. Existing studies tend to emphasize economic determinants and highlight the particular importance of market size as a determinant of FDI location decisions. At the same time, the evidence regarding the importance of non-economic variables is much more equivocal.

Kobrin (1976) was among the first to explicitly incorporate political, social and cultural variables in a model of FDI location choice. After controlling for market size, socio-economic development was not a statistically significant variable explaining inward FDI.[8] As noted above, econometric studies of FDI now typically control in some way for political factors. Dawson's (1998) review of the literature concludes that the available evidence on this linkage is mixed. His own research suggests that, while economic freedom is significantly correlated with inward investment, political and civil liberties are not. In a related vein, Grosse and Trevino (1996) find that home country political risk is not a significant factor influencing outward FDI to the United States, while Morisset (2000) finds that political risk is unrelated to FDI in Africa. Conversely, Mauro (1995) finds that a high level of corruption deters foreign investment in a country. More recent evidence suggests that political and institutional factors are important determinants of FDI in Central Europe (Bevan and Estrin, 2000; Altomonte, 2000) and in Latin America, by American firms (Stevens, 2000), as well as Japanese firms (Tuman and Emmert, 1999).[9]

On balance, it is difficult to generalize about the statistical impact of quality of life and political governance attributes. There is no consistent evidence of a significant link between FDI and such attributes, in part because they are measured in different ways in different studies. Given the limited and inconclusive econometric evidence on the linkages between FDI and non-traditional infrastructure attributes, additional research seems appropriate.

3. NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE

Broadly speaking, the NPI comprises public institutions and policies created by governments as a framework for economic and social relations. We are most concerned with those elements of the NPI that can affect investment decisions of multinational enterprises (MNEs). A "positive" political infrastructure would therefore include: an effective, impartial and transparent legal system that protects property and individual rights; public institutions that are stable, credible and honest; and government policies that favour free and open markets. These conditions encourage FDI, and presumably private domestic investment, by protecting privately held assets from arbitrary direct or indirect appropriation. In a related manner, the same conditions encourage sunk cost investments by MNEs that facilitate efficient operations in host countries.

As we use the term, national political infrastructure is similar to the notion of social infrastructure used by Hall and Jones (1999) in that the definition includes both institutions and policies. We prefer our terminology because it is readily distinguishable from related notions of physical infrastructure, social capital and human capital. National political infrastructure, so conceived, can be contrasted with physical infrastructure and human capital. Physical (public) infrastructure is conventionally thought to include investments in the construction and maintenance of communications, transportation and utility networks. Human capital reflects less tangible investments in people, mainly in the form of education and health. To the extent that education and health are provided by government or influenced by public policy, human capital may be thought of as human infrastructure. Indeed, Vining and Weimer (2001) define infrastructure broadly as including both human capital and physical infrastructure on the grounds that they both facilitate investment and growth, and are subject to market failure.

NPI can also be distinguished from social capital. Social capital refers to the networks and shared values that encourage social cooperation, trust and, possibly, economic growth (OECD, 2001; Knack and Keefer, 1997). Unlike much physical capital and political infrastructure, social capital resides in social relationships. Indeed, to the extent that transactions rely on sanctions and trust (Humphrey and Schmitz, 1998), one may think of sanctions (legal recourse, regulation) as elements of the political infrastructure, while trust emerges from moral and social norms. Nevertheless, social capital and physical and political infrastructure may overlap because social capital can involve public organizations such as schools or government agencies (OECD, 2001, Chapter 3). It might also be augmented by investments in physical and political infrastructure, as well as in human capital. In this regard, there is some evidence to suggest that the existence of social capital (trust) is "linked to better performance of government institutions, including publicly provided education" (Knack and Keefer, 1997: 1253).

In fact, a measure of social capital was excluded from this study for two main reasons. First, there is no consensus in the literature as to the appropriate way to specify social capital in studies focusing on differences in performance among organizations or geographical regions.[10] Second, and related to the first, the relationship networks underlying social capital can be formed in many different ways. One would presumably need to aggregate the various forms of relationship networks into broader indices comparable to governance indices. In this regard, we are unaware of the existence of reliably estimated "meta-indices" of social capital for even a few of our sample countries. While the exclusion of social capital might contribute to biased estimates of the coefficients for included infrastructure variables, to the extent that social capital is systematically correlated with the latter, the literature says little about whether social capital and governance infrastructure are strongly correlated in either a positive or negative direction.

National political infrastructure is related to measures of country-specific risk commonly used in the international business literature (Keefer and Knack, 1997; Mody and Srinivasan, 1998; Bevan and Estrin, 2000). Private rating agencies typically determine these measures by assigning weights to various economic, political and institutional factors that define the investment environment. These factors are not conceptually much different from those used to define NPI. Indeed, we show below that there is a very high statistical correlation between our measures of NPI and one commonly used measure of country-specific risk. Nevertheless, the measure of NPI we use is arguably more comprehensive.

4. MEASURING NATIONAL POLITICAL INFRASTRUCTURE

National political infrastructure is measured in our study by the six governance indicators estimated by Kaufmann, Kraay, and Zoido-Lobaton (1999a and 1999b). These indices (which we will refer to as KKZL indices) describe various aspects of the political and governance structures of a broad cross-section of countries, including measures of political instability, rule of law, graft, regulatory burden, voice and political freedom, and government effectiveness.[11] The indices have been estimated (using an unobserved components model) employing 31 different qualitative indicators from 13 different sources, including BERI, DRI/McGraw Hill, the Heritage Foundation, the World Bank, the World Economic Forum and the Economist Intelligence Unit. Thus, they are in a sense meta-indices, encompassing many of the various measures used in previous studies. Aggregate indicators drawn from a variety of sources should provide more precise measures of governance than individual indicators. A further advantage is that these measures are available for an unusually large sample of countries (between 145 and 158 countries). For these reasons, we believe that the KKZL indices are superior to other indices that have been used in empirical studies.

A disadvantage is that the indicators are estimated, and thus subject to measurement error. However, the magnitude of the measurement errors can be estimated, which facilitates interpretation of how "informative" each indicator is about the broader concept of governance (Kaufman et al. 1999a). In addition, the indices are highly correlated with each other such that it is very difficult to use them all in a single equation (Table 1). Therefore, we have created an aggregate measure estimated as the first principal component of the six measures. We refer to this aggregate measure of national political infrastructure as NPII.

Table 1
Correlation Matrix: Governance Infrastructure and Other Measures
N = 144

	Mean (st. dev.)	HDI	GDPC	EDUC	LIFE	NPII	VOICE	INSTAB	GOV	REG	LAW	GRAFT	ESI
HDI	0.68 (0.19)	1.00											
GDPC	0.63 (0.25)	0.93	1.00										
EDUC	0.75 (0.18)	0.90	0.70	1.00									
LIFE	0.68 (0.18)	0.94	0.81	0.80	1.00								
NPII	0.01 (0.96)	0.69	0.69	0.53	0.60	1.00							
VOICE	0.06 (0.93)	0.59	0.59	0.50	0.52	0.85	1.00						
INSTAB	-0.02 (0.93)	0.64	0.66	0.52	0.58	0.88	0.67	1.00					
GOV	-0.02 (0.88)	0.63	0.69	0.44	0.55	0.95	0.75	0.78	1.00				
REG	0.07 (0.78)	0.51	0.56	0.37	0.44	0.84	0.73	0.66	0.75	1.00			
LAW	0.04 (0.92)	0.69	0.75	0.51	0.60	0.94	0.69	0.87	0.88	0.72	1.00		
GRAFT	-0.01 (0.90)	0.65	0.71	0.49	0.55	0.93	0.75	0.74	0.93	0.67	0.87	1.00	
ESI	49.49 (11.30)	0.65	0.62	0.61	0.53	0.78	0.73	0.63	0.72	0.64	0.67	0.75	1.00

Notes:
HDI is the Human Development Index published by the United Nations Development Program, averaged for 1995 and 1997. HDI combines three measures, GDP per capita (GDPC); education, measured by a combination of adult literacy and the combined gross primary, secondary and tertiary enrolment (EDUC); and life expectancy at birth (LIFE). Index range is 0.0-1.0.

NPII is the first principal component of a series of governance indicators estimated by Kaufmann, Kraay and Zoido-Lobaton (KKZL, 1999a) for the World Bank. The KKZL indices are themselves estimated by aggregating a number of measures for 1997. VOICE (Voice and Accountability) includes measures of political and civil liberties as well as freedom of the press. INSTAB (Political Instability and Violence) includes measures of political violence, terrorism and ethnic conflict. GOV (Government Effectiveness) includes measures of government efficiency. REG (Regulatory Burden) includes measures of the degree of regulation and market openness, including tariffs, and import, export and FDI restrictions. LAW (Rule of Law) is a measure that includes costs of crime, contract enforcement, and property rights. GRAFT (Graft), includes measures of corruption. Indices range from -2.5 to 2.5.

ESI is the Environmental Sustainability Index, published by The Center for International Earth Science Information Network (CIESIN) at Columbia University, and was created with the Yale University Center for Environmental Law and the World Economic Forum. The ESI index is based on 22 factors that contribute to environmental sustainability, such as air quality, public health and environmental regulation. The index is based on data for 2000 and ranges from 0 to 100. It is available for only 114 countries.

5. MEASURING OTHER VARIABLES

In order to control for both physical infrastructure and human capital, we employ the Human Development Index (HDI) published by the United Nations. This index is now available for 168 countries, although not for every year. The HDI is derived from three sub-indices: GDP/population, educational literacy and enrolment, and life expectancy at birth. Each of these sub-indices is also available. We have calculated the average value of the HDI for 1995 and 1997. The health and education components are direct measures of human capital. The GDP/population component is a measure of wealth that we use as a proxy measure for the amount of physical infrastructure.[12]

Because neither the HDI nor the KKZL indices directly measure environmental quality or environmental regulation, we also employ the Environmental Sustainability Index (ESI), created by the World Economic Forum, in conjunction with Columbia University and Yale University. The ESI index is derived from 22 factors that contribute to environmental sustainability including air quality, public health and environmental regulation. Therefore, it reflects environmental infrastructure in the form of policy choices made by governments, as well as human capital reflected in public health conditions.

We treat the HDI and ESI indices as measures of human capital and physical and environmental infrastructure, but they may also measure development outcomes. As a consequence, the three indices (NPII, HDI and ESI) may be related. In particular, effective governance may be a determinant of development outcomes, as measured by HDI or ESI.[13] Nevertheless, we include these measures because development outcomes are also relevant to any discussion of FDI flows. The FDI literature suggests that host-country wealth (normally measured by GDP per capita) is an important determinant of FDI flows (Dunning, 1993). Moreover, some recent evidence suggests that the location decisions of foreign investors may be influenced by quality-of-life variables, of which GDP per capita is but one (Peterson, Malhota and Wagner, 1999). Given that GDP per capita is not necessarily a good measure of well-being or quality of life (OECD, 2001), the HDI and ESI indices may serve as such measures and therefore attract FDI.

The means and correlation coefficients for the main indices (NPII, HDI and ESI) and their components are presented in Table 1.[14] All measures are quite highly correlated, but the within-group values are typically higher than those between groups. In particular, the HDI and NPII indices are highly correlated with their individual component measures.[15] Therefore, it is inappropriate to include individual component measures in the estimating equation, as it would provide little additional information than that obtained by including only the HDI and NPII indices.

The HDI and NPII indices are correlated ($r = 0.69$), which is not surprising given that the HDI index likely measures both inputs and output. The ESI variable is the least correlated with any other measure, and it is the only variable that explicitly accounts for environmental quality. However, it is not available for as large a sample of countries (122 in total, but only 114 in our sample).

We experimented with various combinations of the KKZL and HDI sub-indices. For example, we created a human capital index that was the sum of the education and health sub-indices of the HDI. This variable still had high collinearity with HDI and the GDP per capita component of the index. Similarly, we created a new variable from the KKZL indices that is the sum of the government efficiency, regulatory burden, and legal system efficiency indices. This variable also had high collinearity with NPII, and with the remaining KKZL indices.

As noted earlier, the KKZL indices are estimated and, therefore, possibly subject to measurement error. We attempted to assess their reliability by comparing them to a measure of political risk published by Institutional Investor magazine. This measure is a composite index derived from a variety of sub-measures, but its components are not published. As noted above, the measure is often used in the FDI literature (Mody and Srinivasan, 1998; Bevan and Estrin, 2000). The KKZL indices and their first principal component (NPII) are all highly correlated with the Institutional Investor risk variable. For example, the correlation coefficient between the latter and NPII is $r = 0.87$. Thus, despite the possibility of measurement error, it would appear that the KKZL measures are robust, at least in relation to "expert" judgments of national political environments.[16]

6. MODELLING GLOBAL FDI INFLOWS AND OUTFLOWS

The basic question we seek to address is whether national political infrastructure, as measured by NPII, affects global FDI inflows and outflows across countries. In doing so, we also consider the impact of physical and environmental infrastructures, as well as human capital. In order to estimate the impacts of the variables of interest, we need to hold constant other potentially important influences on FDI within the confines of a parsimonious model. The model chosen to estimate FDI inflows is specified as equation (1).

(1) $\text{Ln FDI}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ Ln GDP}_{it-1} + \beta_2 \text{ National Political Infrastructure Index (NPII)}_{it} + \beta_3 \text{ Human Development Index (HDI)}_{it-1} + \beta_4 \text{ Environmental Sustainability Index (ESI)}_{it} + \text{other control variables and interactive terms} + \varepsilon_{it}$

Globerman and Shapiro (1999) have argued that FDI inflows and outflows are symmetrical. The presumption is that capital outflows may be stimulated by the same factors that encourage capital inflows. Specifically, superior governance encourages inward FDI, as well as capital investment more generally. Some of the successful firms created through the domestic investment process may, in turn, invest abroad as world-class multinational companies. In effect, superior governance encourages capital investment and the expansion of businesses that, in turn, are associated with increases in inward and outward FDI. Accordingly, the same specification is also used to estimate equations whose dependent variables are either capital outflows (Ln FDO), or net capital flows, defined as Ln ($FDI_{it} - FDO_{it}$). In the next sub-section, we discuss in more detail how the statistical model was selected and specified.

Control Variables

A large number of variables have been considered in the literature as possible determinants of inward FDI.[17] In fact, however, surprisingly few are consistently significant across the broad set of empirical studies that have been performed. One variable that is consistently statistically significant is a measure of the host country's size, usually identified by a measure of real gross domestic product (GDP).[18] The theoretical linkage between real GDP and locational advantage is straightforward. A larger market implies that distribution costs will be lower when production and distribution facilities are sited in that market where, presumably, the bulk of a seller's customers will be located. As a related point, a clustering of other producers in the large market may create or accentuate agglomeration economies that, in turn, lower costs for all producers present in that market. Contributing to the relevant agglomeration economies may be the availability of highly specialized inputs that cannot be found in smaller markets.[19]

Other variables provide less consistent results. As noted, GDP per capita is often employed as a measure of how well-off consumers are in a country. The problem with this variable is that it is also an implicit measure of wage rates, since productivity levels are highly correlated with wage rates, as well as with GDP per capita. All other things constant, higher wage rates will discourage inward FDI. Similarly, relative wage rates will implicitly reflect productivity differences among countries. Hence, they will not necessarily reflect differences in unit labour costs that, in principle, are what they are meant to measure. Consequently, it is not surprising that GDP per capita and relative wage rates are frequently either statistically insignificant or appear with the "wrong" sign in FDI regression equations.[20]

We followed the literature in selecting control variables reflecting the openness of the economy (imports + exports/GDP), labour costs (wages and salaries per employee in manufacturing), taxation (government tax revenues/GDP), exchange rate instability (measured by dummy variables classifying the

country's exchange rate regime as fixed against the U.S. dollar, fixed against some other currency, managed floating or free floating)[21], and three measures of physical infrastructure (Internet hosts per 10,000 people; telephone mainlines per 1,000; and millions of kilowatt-hours of electricity generated/GDP). None of these control variables, with the exception of the number of telephones per capita, was ever statistically significant in any specification estimated. Moreover, many were available for a smaller sample than the variables ultimately included.

It is not surprising that some of these variables were not found to affect FDI flows, despite some theoretical and empirical support for their relevance in the literature. The potential ambiguity of relative wage measures was discussed earlier. With respect to tax differences, the conceptually appropriate measure to compare across countries is the marginal effective tax rate. This rate differs among industrial sectors and is extremely difficult to measure (Chen, 2000). Broader measures (such as tax revenues/GDP) do not measure the impact of taxation at the margin. As well, there is considerable intra-country variation in tax rates within large countries, and simple averages may disguise the ability of a particular region to attract FDI. Finally, any aversion to high taxes might be mitigated by their link to the provision of infrastructure that, in turn, is highly valued by international investors.

The fact that we could find no link between FDI flows and most measures of physical infrastructure is at odds with the recent literature, which tends to find a positive and statistically significant effect.[22] In our case, the problem was one of multicollinearity between measures of physical infrastructure and measures of GDP or HDI (mainly the GDP per capita component). Larger and richer countries are characterized by more physical infrastructure. For example, the correlation coefficient between telephones per capita and HDI is $r = 0.94$. When our physical infrastructure measures were regressed against FDI in the absence of GDP and HDI, they were statistically significant and positive. For this reason, HDI must be considered, as a practical matter, to measure both physical infrastructure and human capital.

Similarly, the openness of an economy, measured by trade flows as a ratio of GDP, is likely related to a host country's legal and political framework that, in turn, is supportive of business investment. Although trade variables were never significant, the regulatory burden (REG) index of NPII is, to a great degree, a measure of openness, since it includes measures such as tariffs and other trade restrictions, resulting in collinearity between the trade measure and the NPII index. In fact, our results indicate that open economies attract FDI.

The relationship between FDI and the exchange rate is more complex. The relevant issue is whether greater volatility of exchange rates discourages FDI. On the surface, it would seem to be the case, since risk-averse investors presumably view such volatility as a direct cost (if hedging is used to reduce the volatility) or an indirect cost (if risk is unhedged). However, to the extent that MNEs operate across a number of exchange rates, the volatility of any one currency might actually reduce the overall volatility of an MNE's cash flow. This will be the case, for example, if the movements of one currency are weakly, or negatively correlated, with movements of other currencies in which the MNE operates. In this case, currency volatility might be largely offsetting for MNEs operating across a "basket" of currencies. In short, it is theoretically unclear how trade openness and exchange rate volatility affect FDI flows, and our results may reflect this theoretical ambiguity.

The Dependent Variable

Several conceptual issues arise with respect to the specification of the dependent variable. They include: 1. Should FDI stocks or flows be used? 2. Should real or nominal values of FDI be used?

With respect to the first issue, to the extent that inward and outward FDI have been going on for a long time, recent and relatively large changes in FDI behaviour may not be apparent if FDI stock figures are used. That is, changes in stocks on a year-to-year basis will be quite small when they occur against an absolutely large accumulated base value. As a result, it may be difficult to identify the empirical factors affecting FDI stock values given relatively small variations in the FDI stock dependent variable. In addition, data on FDI stocks are not always calculated in the same way across countries (UNCTAD, 1998, Annex B), which may result in measurement errors. Moreover, inward and outward FDI behaviour is more comprehensively measured for flows than for stocks.

Finally, the NPI, HDI and ESI indices are available only for relatively recent years. It would be inappropriate to relate stock values of FDI, accrued over previous decades, to recent values of the relevant indices, since the stock values will likely reflect historical influences that are not necessarily captured by our independent variables. While we shall argue that the various indices are relatively stable in the short-run, it would be presumptuous to assume that the values are relatively stable over periods of decades.

With respect to the second issue, the book value of FDI for a country can differ from the real (or market) value, given inflation and the imperfect adjustments for inflation that are offered by converting currency values into U.S. dollars. To the extent that real FDI values exceed nominal (or book) values, stocks of FDI in countries that have a relatively long history of hosting FDI will be understated relative to the stocks of countries that have been attracting substantial amounts of inward FDI only recently.

In fact, there are no explicit price deflators available for FDI stocks, and the use of domestic capital asset price deflators for these stocks may be no more reliable than simply using book values (Bellak and Cantwell, 1996). Evidence for the United States also shows that the choice of valuation technique can have a large impact on measured FDI. For example, using a current cost method of revaluing U.S. inward and outward FDI over the period 1982-89, the outward FDI stock grew by 43 percent compared to around 17 percent using historical cost values. However, using a market value method of revaluation, the outward FDI stock grew by over 250 percent during the same period (Landefeld and Lawson, 1999). Obviously, absolute measures of FDI can be substantially affected by the choice of valuation method. On the other hand, the measured effects of independent variables may not be grossly affected by the precise specification of the FDI dependent variable. For example, there seems to be relatively little difference created by the use of one or the other specification, at least in models of Canadian inward and outward FDI flows (Globerman and Shapiro, 1999).

Specifying the Model

The model is specified in such a way that both FDI flows and GDP are measured in logarithms, with the GDP coefficient measuring the elasticity of FDI flows. Given its GDP level, a country will be more or less attractive to foreign investors based upon the extent and nature of its infrastructure and quality of life.

Alternative specifications to (1) were considered and tested. In particular, we estimated models in which the dependent variable was specified as being the ratio of FDI (inflows or outflows) to GDP, and the Ln GDP term was dropped as an explanatory variable. This specification was rejected because the dependent variable was typically clustered within a narrow range, and this limited variation produced very unreliable parameter estimates and low degrees of explanatory power when either OLSQ or Tobit estimation methods were employed. As an alternative, the logistic transformation of the FDI/GDP ratio was calculated and employed as the dependent variable. This specification produced results similar to those reported below. Indeed, there is virtually no difference in the level of significance of the

explanatory variables, and none of our conclusions would change as a consequence of using this alternative specification.

In addition, we estimated models in which the dependent variable was specified as the proportion of total global FDI received by any country (PFDI), or the logistic transformation of PFDI. These measures were highly correlated with Ln FDI, suggesting some indifference as to the choice among them. Thus, the results are in fact similar, regardless of how the dependent variable is measured, and so we only present results based on the (natural) logarithmic specification (with GDP also expressed in natural logs). This specification offers greater flexibility in that it allows the elasticity of FDI with respect to GDP to be estimated, and permits us to introduce lagged GDP as an explanatory variable.

As for independent variables, we arrived at the final specification by eliminating all control variables that were not statistically significant in preliminary estimations or that were subject to extreme multicollinearity (such as telephones per capita). As noted above, few of the other control variables for which data were available were ever statistically significant with the exception of GDP per capita. Since GDP per capita is part of the HDI index, we control only for GDP (measured in logarithms) in our reported results. Standard F-tests indicate that this model is preferred over ones that also include the control variables discussed above.[23]

The simple specification described by equation (1), without interaction terms, was subjected to RESET specification tests (discussed below). When the specification failed the RESET test, we considered specifications in which the NPII, HDI and ESI indices were interacted with the Ln GDP term.[24] When the inclusion of the interactive term (or terms) allowed the specification to pass the RESET test, they are reported. To the extent possible, all independent variables were lagged relative to the dependent variable. The measurement of the variables is discussed in the next section.

Data and Measurement

The sources and measurement of all variables are summarized in Table 2. We were able to measure most variables for a cross-section of 144 countries. The ESI variable was available for only 114 countries, while only 98 countries recorded FDI outflows. At the time the data were collected, 1997 marked the last year for which FDI data were available. However, use of a single year's data on FDI flows can be misleading, particularly for small countries, where a single transaction in a given year can create temporary and possibly large variations in recorded FDI flows, including negative values. In order to minimize this possibility, we chose to average the FDI data over the period 1995-97. At the same time, the NPII measures were available for only one year (1997), and the HDI indices were not available for every year, thus limiting our ability to create a useful time-series panel.

In fact, there is remarkable temporal stability in most of the relevant variables employed in this study. For example, FDI inflows in 1995 and 1996 have a simple correlation coefficient of 0.975. The correlation coefficient for FDI inflows in 1996 and 1997 is 0.986. Outward FDI flows are also highly correlated on a year-to-year basis. Specifically, the correlation coefficient between outward FDI in 1995 and 1996 is 0.965. For the years 1996 and 1997, the simple correlation coefficient is 0.981.

Key independent variables are also highly correlated over the mid-1990s sample period. For example, the index of human development (HDI) constructed for 1995 has a simple correlation coefficient of 0.979 with the same index calculated for 1997. The sub-index measuring educational attainment for 1995 has a simple correlation coefficient of 0.992 with the same index for 1997. Finally, real GDP in 1995 has a correlation coefficient of 0.999 with real GDP in 1997.

Table 2
Global FDI Model:
Variables, Definitions and Data Sources

Variable	Definition	Source
FDI	FDI inflows in $US, averaged for 1995-97.	UN World Investment Report, 1998
FDO	FDI outflows in $US, averaged for 1995-97.	UN World Investment Report, 1998
FDIN	Net FDI flows (FDI inflows minus FDI outflows) averaged for 1995-97.	UN World Investment Report, 1998
GDP	Real GDP in 1990 $US, averaged for 1994-96.	United Nations Statistical Yearbook, 1999
HDI	Human development index, averaged for 1995 and 1997. The index combines GDPCI, EDUCI AND LIFEI.	United Nations Development Programme, various years
GDPCI	GDP per capita index, measuring standard of living, averaged for 1995 and 1997.	United Nations Development Programme, various years
EDUCI	Education index, combining adult literacy, and primary, secondary and tertiary enrolment ratios, averaged for 1995 and 1997.	United Nations Development Programme, various years
LIFEI	Life expectancy at birth index, averaged for 1995 and 1997.	United Nations Development Programme, various years
NPII	First principal component of governance indices (LAW, INSTAB, REG, GOV, GRAFT, VOICE, developed by Kaufman et al., 1997a).	Kaufmann et al., World Bank, 1999a, available at: http://www.worldbank.org/wbi/governance/datasets.htm#dataset
LAW	Rule of law index; measures contract enforcement, property rights, theft and crime, etc.	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
INSTAB	Political instability and violence index; measures armed conflicts, social unrest, ethnic tensions, terrorist threats, etc.	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
REG	Regulatory burden index; measures government intervention, trade policy, capital restrictions, etc.	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
GOV	Government effectiveness index, measures red tape and bureaucracy, waste in government, public infrastructure etc	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
GRAFT	Graft and corruption index; measures corruption among public and private officials, extent of bribery, etc.	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
VOICE	Voice and accountability index, measures civil liberties, political rights, free press, fairness of legal system, etc.	Kaufmann et al., World Bank, 1999a
ESI	Environmental sustainability index, 2000; measures the health of the environmental system.	Available at: www.ciesin.columbia.edu/indicators/ESI

In summary, values of relevant dependent and independent variables in models of FDI behaviour change relatively slowly over time.[25] As a consequence, although adjustments to changes in the relevant independent variables do not occur immediately, departures from equilibria are arguably ordinarily small, at least relative to past FDI behaviour. Discrete and substantial short-run departures from equilibrium values for the dependent and independent variables would presumably be associated with much lower year-to-year correlations of each variable than we identify in our sample, as discussed above. As a result, cross-section distributions of the relevant variables may, for our sample time period, reasonably approximate a steady-state equilibrium. Given the highly correlated values of the dependent variables across our sample of countries, the precise choice of year(s) for those variables does not appear to be a crucial issue.

To the extent possible, we attempted to measure the independent variables for a prior period. GDP is measured in U.S. dollars and averaged over the period 1994-96. The GDP variable was lagged both to allow for adjustment lags and to reduce the potential for a bias created by the dependent variable (FDI) causing higher values of GDP. HDI and its sub-indices are averaged over the years 1995 and 1997. NPII and its sub-indices were only available for 1997, but it is doubtful that their values would change much over a relatively short period. The earliest year for which ESI was available was 2000, but it is also doubtful that this index would change abruptly over time. Of course, it would be preferable to lag all explanatory variables (or at least to test for appropriate lags) but data constraints did not allow us to do so.

We conclude that a cross-section sample of countries should allow for the identification of a long-run relationship between FDI and infrastructure attributes. Since FDI values are also highly correlated on a year-to-year basis over the mid-1990s, as are the values of the independent variables, it seems unnecessary to estimate different cross-sections over time, or to pool cross-sections over time. A single cross-section in which the relevant variables are averaged over the sample period seems a sufficiently robust approach to modelling in this case.

Multicollinearity

Despite the parsimony of the basic model, there is still a potential problem created by intercorrelations among the independent variables of interest. In addition to the correlations among the infrastructure variables presented in Table 1, Ln GDP is correlated with HDI ($r = 0.92$) and with NPII ($r = 0.69$). These correlations underscore the potential difficulty of identifying statistically the influence of specific infrastructure measures in FDI models that include conventional economic variables such as GDP. It is difficult to determine the level at which the correlation might cause multicollinearity problems. If we adopt the Klein rule of thumb that the R^2 of the correlated variables should be less than that of the estimated equation, then a correlation of 0.8 or more between any two independent variables could be problematic.

7. ESTIMATION AND RESULTS: THE GLOBAL MODEL

The FDI Model

The basic results for the global FDI model are presented in Tables 3 and 4. Each reported equation was estimated by OLS, with heteroscedastic-consistent standard errors. The dependent variable is measured in logarithms, as is GDP. The other variables (HDI, NPII, ESI) are indices and were not transformed. We tested for specification error through a series of RESET tests (one and two power). For the full sample (defined below), it was found that any equation with NPII alone always failed the RESET test (one power), but passed comfortably when NPII was interacted with Ln GDP. The implication of this finding will be discussed below. All other equations passed the RESET tests.

We were also concerned about measurement errors, particularly with respect to the governance variables. These variables were estimated by Kaufmann et al. (1999a); and therefore each observation has a standard error. For each of the KKZL variables, we took the ratio of the standard error to the mean estimate, and included a dummy variable in the equations where this ratio took on extreme values (greater than two) for any measure. Inclusion of this dummy variable did not alter the results reported below.

Table 3 shows the results for the full sample of countries (n = 144), as well as for a sample that excludes OECD members, Hong Kong and Singapore (n = 115). The latter sample is referred to as developing and transition economies. Because there were fewer observations for ESI, and a more limited sample size, we present two sets of results for each sample: one for the largest possible sample (n = 144 and n = 115) excluding ESI, and one for a restricted sample (n = 114 and n = 86) that includes ESI.

For the full sample, the first model (1) presented in Table 3 is a simple regression of Ln FDI on Ln GDP (lagged one period). This model produces a surprisingly high level of explanation for cross-section estimation ($R^2 = 0.64$), which suggests that GDP acts as a control variable for a variety of economic factors. The coefficient on the GDP term is highly significant and suggests an elasticity that is not statistically different from unity. When we add HDI, NPII and the interaction of NPII and Ln GDP (model 2), or these variables plus ESI (model 4), the explanatory power of the equations improves. However, the only variable that is statistically significant in both equations is NPII (positive) and its interaction with Ln GDP (negative, although significant only at the 10 percent level in model 4).[26]

This specification suggests that while governance improvements can attract FDI, they do so at a diminishing rate. That is to say, there are "diminishing returns" to governance improvements, so that the greatest effects will be felt by smaller economies (which are typically poorer). Thus, larger and richer countries have less to gain (at the margin) from governance improvements than do smaller and poorer economies. The smaller impact of governance improvements on FDI in larger countries might be a statistical artifact of relatively limited variation in the governance index across developed countries. To assess this possibility, we calculated the standard deviations of the NPII variable across the full sample of countries, as well as the separate sample of developing and transition economies. In fact, we found that the standard deviations of NPII for the latter sample were *lower* than that for the whole sample. In this regard, the smaller impact of governance on FDI as GDP increases seems a worthy topic for further research. A possible interpretation is that investors are more willing to bear the costs associated with dealing with factors such as government bureaucracy and costly regulations when other potential benefits (as proxied by market size) are large.

Table 3
Regression Results, FDI Inflows
Dependent Variable: Ln FDI

	All Countries Dependent Variable: Ln FDI					Developing and Transition Economies Dependent Variable: Ln FDI				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ln GDP	0.951*** (0.059)	0.826*** (0.080)	0.764*** (0.062)	0.791*** (0.085)	0.737*** (0.070)	0.893*** (0.088)	0.903*** (0.093)	0.845*** (0.078)	0.862*** (0.107)	0.861*** (0.085)
Human Development Index (HDI)		-0.374 (0.881)		0.874 (0.872)			-0.328 (0.850)		0.470 (0.798)	
Education Index (EDUC)			1.190** (0.556)		2.068*** (0.669)			1.183*** (0.570)		1.703*** (0.689)
Political Infrastructure Index (NPII)		2.083*** (0.735)		1.525** (0.774)			0.969*** (0.219)		0.569*** (0.209)	
Regulation Index (REG)			1.101*** (0.156)		1.076*** (0.214)			1.080*** (0.173)		1.043*** (0.239)
Environment Sustainability Index (ESI)				0.005 (0.015)	-0.021 (0.014)				0.023 (0.019)	-0.009 (0.020)
Ln GDP*NPII		-0.124** (0.062)		-0.090* (0.049)						
Constant	-3.857*** (0.587)	-2.260*** (0.644)	-2.980*** (0.549)	-2.635** (0.930)	-3.636*** (0.821)	-3.413*** (0.806)	-2.980*** (0.732)	-3.698*** (0.697)	-4.456** (1.124)	-4.208*** (1.106)
R^2	0.64	0.73	0.78	0.72	0.78	0.49	0.61	0.68	0.61	0.69
n	144	144	144	114	114	115	115	115	86	86

Figures in parentheses are heteroscedastic-consistent (White) standard errors.
*** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.01$.

The HDI and ESI coefficients are not statistically significant in these specifications, although they are each significant, and positive, when entered individually (with Ln GDP). There are grounds for concern that collinearity among the independent variables is hampering reliable estimation of the individual coefficients. Some indirect evidence that the HDI index has a statistically relevant influence on FDI is provided by substituting the educational component of HDI for the HDI variable and the regulation component of NPII for the NPII variable (Equations 3 and 5). The simple correlation coefficient between REG and EDUC ($r = 0.37$) is lower than the simple correlation coefficient between HDI and NPII ($r = 0.69$), and lower than for any other combination of sub-indices. Both REG and EDUC are less correlated with NPII and HDI than are other sub-indices.

Equations 3 and 5 provide improved explanatory power, with both the EDUC and REG coefficients positive and statistically significant. This result suggests that the HDI index suffers more from a collinearity problem with the NPII index than do the individual components of the HDI index. In any case, the result with respect to EDUC certainly suggests that educational infrastructure encourages FDI in the expected way. As before, the ESI index remains statistically insignificant.

Table 4
Regression Coefficients, NPII and HDI Sub-indices
Dependent Variable: Ln FDI

	(1)		(2)	
	All Countries		Developing and Transition Economies	
	Coefficient (standard error)	R^2	Coefficient (standard error)	R^2
HDI	2.890*** (0.943)	0.67	2.095*** (0.740)	0.52
GDP per Capita[1]	1.674*** (0.569)	0.66	1.194*** (0.606)	0.50
Education[1]	2.365*** (0.604)	0.67	1.960*** (0.616)	0.52
Life Expectancy[1]	2.142*** (0.747)	0.66	1.642*** (0.768)	0.50
ESI[3]	0.037*** (0.011)	0.69	0.053*** (0.016)	0.58
NPII	0.744*** (0.136)	0.73	0.930*** (0.182)	0.61
Rule of Law[2]	0.609*** (0.161)	0.69	0.640*** (0.211)	0.54
Voice and Accountability[2]	0.669*** (0.144)	0.71	0.795*** (0.164)	0.58
Political Instability/Violence[2]	0.649*** (0.157)	0.70	0.638*** (0.197)	0.56
Government Effectiveness[2]	0.748*** (0.146)	0.71	0.909*** (0.225)	0.57
Regulatory Burden[2]	1.119*** (0.154)	0.77	1.105*** (0.198)	0.69
Graft[2]	0.595*** (0.136)	0.68	0.721*** (0.218)	0.57
n	144		114	

Figures in parentheses are heteroscedastic-consistent (White) standard errors.
Each equation contains an unreported constant term and Ln GDP.
*** $p < 0.001$.
[1] Indicates variables that are components of the HDI index.
[2] Indicates variables that are components of the NPII index.
[3] For this variable, n = 114 for the all-country sample, and n = 86 for the developing and transition economies sample.

To assess the possibility that the stage of a country's development, as distinct from a country's size, conditions the relationship between FDI and infrastructure measures, we examined a sub-sample of developing and transition economies (the full sample less OECD members (as at 1996), Hong Kong and Singapore).[27] The results are reported in Table 3, columns (6) to (10). One difference between these results and those obtained for the full sample is that the interaction term between NPII and Ln GDP is never statistically significant in the estimating equations for the smaller sample of countries, and the non-interactive version passed the RESET test. As a consequence, no interactive specification is reported.

Although the explanatory power of the equations estimated for the developing economies is lower than for the full sample, the coefficient estimates and levels of significance are quite similar. The finding that the impact of political governance does not diminish with size among developing countries suggests that they stand to benefit more at the margin from such improvements than do richer countries. It is also noteworthy that we find no evidence that FDI flows are attracted to developing economies where environmental conditions are poor.[28]

We also note that, for both samples, a variety of alternative specifications were estimated with various combinations of the main indices (NPII, HDI and ESI) and sub-indices. We have already determined that individual components of the broader indices such as EDUC and REG are positively related to FDI flows. In order to examine the potential impact of the other components of the HDI and NPII indices, we estimated equations that contain various combinations of Ln GDP, sub-indices of HDI and NPII, and the interaction of Ln GDP and an infrastructure sub-index. The results indicate that no interactive term is statistically significant for any of the sub-indices, and that when all sub-indices are entered into an equation at once, only two variables are statistically significant (and positive): education and regulatory burden. In addition, government effectiveness (GOV) is often nearly statistically significant and positive. In order to give some sense of the relative contributions of these variables, we present in Table 4 results where variables are individually included in an equation with Ln GDP. For comparative purposes, this table also includes the NPII, HDI and ESI indices.

The results confirm the importance of governance infrastructure, as measured by NPII and the KKZL indices. NPII provides more explanatory power than ESI and HDI as measured by the coefficients of determination, and this is true of both samples. In general, the NPII index provides more explanatory power than do any of its components (except regulatory burden), while the HDI index does not offer much advantage over any of its components. The results also suggest that education is the most important among the HDI variables (education, per capita GDP, and life expectancy), as judged by the size of its coefficient; this is also true for both samples. When considering the variables that comprise the governance index (NPII), the coefficient for regulation is larger than any of the other coefficients, suggesting that open economies with free markets will attract more FDI than economies in which external and internal competition are discouraged. This is true regardless of a country's stage of development, although the effect is marginally weaker for the developing country sample. In both samples, the second most important governance variable is effective government, and it is stronger for developing countries than for developed countries.

Perhaps the most important result to emerge from Table 4 is that the HDI coefficient and all of its component coefficients are lower in the sample of developing and transition economies, while the NPII coefficient and most of its component coefficients are higher. This suggests that governance is relatively more important to developing and transition economies, while wealth and human capital are relatively more important to developed countries.

In summary, our results point in a consistent direction. Specifically, they confirm the well-established fact that the size of a national economy strongly conditions how attractive that location is to foreign investors. They also strongly support the notion that governance infrastructure has an important

direct influence on FDI, although that influence diminishes as countries become larger. An additional inference is that FDI will be more strongly affected by improvements in political governance in developing countries than in developed countries. Of the governance indicators considered, the evidence suggests that regulatory burden and government effectiveness are the most important determinants of FDI flows for all countries.

There is less reliable evidence regarding other variables, where issues of collinearity and causality arise. In particular, the Human Development Index is not significant in the presence of NPII. One possible reason is that HDI is, in fact, an output measure determined by NPII, as suggested by Kaufman et al. (1999b). However, when we estimate a model with independent variables that are relatively uncorrelated with each other, there is evidence that education levels are important independent determinants of FDI flows. Furthermore, there is no evidence that the impact of this variable decreases with the size of the country. Finally, we find no evidence indicating that FDI is in any way attracted to locations with weaker environmental regulations or with inferior environmental quality.

The FDO Model

Globerman and Shapiro (1999) argue that the same factors encouraging inward FDI influence outward FDI (henceforth FDO), although the precise nature of the relationship between FDO and some of the independent variables is not clear *a priori*. On the one hand, factors creating a favourable domestic business environment may both attract foreign capital and limit capital outflows. In this case, the infrastructure variables that encourage FDI will discourage FDO, and will carry opposite signs in the relevant equations. On the other hand, as noted above, the factors encouraging foreign-owned MNEs to establish affiliates in a country may also encourage the growth of domestically owned MNEs that will establish their own affiliates abroad. For example, human development initiatives might encourage a clustering of skilled assets that, in turn, strengthens firm-specific advantages of companies located in the cluster. The latter, in turn, might encourage increased outward foreign direct investment. Similarly, "good" political governance likely encourages investments in long-lived assets that, in turn, contribute to firm-specific advantages in international markets.

The FDO undertaken by domestically owned MNEs might therefore not be necessarily motivated by factors such as "bad" political governance; rather, it might be motivated by efficiency considerations that are related to increased international vertical and horizontal specialization undertaken by the domestically owned MNEs. In this context, the infrastructure variables that directly encourage FDI may indirectly encourage FDO.[29]

Thus, an effective domestic governance infrastructure could well encourage capital outflows by successful domestic firms. Moreover, the relationships between infrastructure variables and FDO may be more complex than the relationships between infrastructure measures and FDI. For example, already established investments by MNEs might be characterized by relatively large sunk costs. As a result, factors that have a relatively large negative impact on inward FDI may have a much smaller impact on FDO.[30]

Clearly, if one is interested in the overall impact of infrastructure variables on MNE investments in a country, one should consider both FDI and FDO. Hence, we estimated the model summarized in equation (1) using both the logarithm of FDO and the logarithm of FDI minus FDO as dependent variables.[31] Analogous estimates to those reported in Table 3 are reported in Table 5. As before, each equation was subjected to RESET specification tests resulting in the reported specifications. Each reported equation therefore passed the RESET test.

Table 5
Regression Results, FDI Outflows and Net FDI Flows

	All Countries					Developing and Transition Economies				
	Dependent Variable					Dependent Variable				
	Ln FDO			Ln (FDI – FDO)		Ln FDO			Ln (FDI – FDO)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ln GDP	1.355*** (0.092)	1.012*** (0.131)	1.052*** (0.098)	0.002 (0.204)	-0.309 (0.325)	0.948*** (0.142)	1.176*** (0.147)	1.189*** (0.129)	0.924*** (0.126)	0.901*** (0.094)
Human Development Index (HDI)		1.120 (0.131)		-0.141 (2.734)			1.856 (1.976)		-0.862 (2.316)	
Education Index (EDUC)			1.086 (1.257)		3.713* (2.243)			0.830 (1.316)		1.163 (1.501)
Political Infrastructure Index (NPII)		-1.434 (1.150)		18.489*** (2.263)			-5.433** (2.438)		0.021 (0.530)	
Regulation Index (REG)			-3.724** (1.582)		20.859*** (3.794)			-6.446** (2.540)		-2.253 (1.391)
Environment Sustainability Index (ESI)		-0.010** (0.004)	-0.011*** (0.004)	0.007 (0.076)	-0.123* (0.073)		-0.009* (0.005)	-0.012** (0.005)	0.083 (0.069)	0.034 (0.055)
Ln GDP*NPII		0.252*** (0.093)		-1.872*** (0.194)			0.660** (0.264)			
Ln GDP*REG			0.538*** (0.140)		-1.992*** (0.403)		.	0.818*** (0.261)		0.331** (0.133)
Constant	-9.843*** (0.976)	-7.268*** (1.205)	-7.875*** (1.001)	5.065 (3.190)	10.704*** (3.766)	-6.348*** (1.355)	-9.378*** (1.400)	-8.976*** (1.234)	-6.743** (2.703)	-6.037*** (1.970)
R^2	0.60	0.74	0.76	0.56	0.38	0.33	0.44	0.50	0.38	0.43
n	98	98	98	98	98	70	70	70	70	70

Figures in parentheses are heteroscedastic-consistent (White) standard errors.
*** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.01$.

The FDO results are both similar to, and different from, the FDI results. In both cases, it is clear that market size is a crucial determinant of FDI flows. As economies grow, there is a tendency for both capital inflows and outflows to increase. This is true for both samples of countries. However, as the net FDI equations for the total sample indicate (columns 4 and 5), there is no relationship between Ln GDP and Ln (FDI - FDO), so that the two effects cancel out on average. The same is not true of developing and transition economies, where the Ln GDP coefficient is positive and statistically significant (columns 9 and 10), suggesting that for these economies increases in market size result in net positive capital flows.

As was the case for FDI, NPII is an important determinant of FDO for both samples (columns 2 and 7). However, in the case of FDO, the results suggest that improvements in the national political infrastructure will restrict capital outflows for small economies and encourage capital outflows for larger economies.[32] However, the former effect only holds for very small economies, so that for most countries the effect is positive. As political infrastructure improves, most countries should expect to see increased capital outflows. For the total sample, the evidence (column 4) suggests that the net effect is positive for smaller economies, but negative for larger ones, with the latter effect dominating for economies with Ln GDP greater than 9.7 (compared to a mean of 10.6).[33] However, when the sample is restricted to developing and transition economies, the linear specification is found to be appropriate, and the NPII coefficient is not statistically significant. Thus, the evidence suggests that, for smaller economies, improvements in governance will either result in positive net capital flows, or will have no effect on balance, while for larger economies improvements in governance will likely create the conditions for successful domestic firms to expand abroad, thereby resulting in smaller (or even negative) net capital flows.

As was the case for FDI, there is no evidence that HDI affects capital outflows. Moreover, when we substitute the education index (EDUC) for HDI, and the regulation index (REG) for NPII in order to minimize the effects of multicollinearity (columns 3 and 8), we find that education is not a significant determinant of FDO in either sample. Investments in education are therefore not found to result in capital outflows. For the total sample, the net effects of education on capital flows are positive (column 5), while for developing and transition economies the net effect is zero (column 10).

The regulatory burden term performs in much the same way as the overall NPII index. Movements toward the creation of more open and free markets will limit capital outflows for small economies, but not for larger ones, and the turning point occurs before the mean level of GDP is reached. The net effect on the total sample is such that reducing the regulatory burden will have a net positive effect on FDI flows in small countries, but the overall effect will be negative beyond a critical size that is reached before the sample mean GDP level is reached. Thus, relatively small and poor countries will experience net inflows as a consequence of creating more open markets.

Finally, the results presented in Table 5 show no evidence that there is capital flight from areas where environmental conditions, including the regulatory framework, are supportive of a sustainable environment. Indeed, the relevant ESI coefficient is negative and statistically significant in the FDO equations for both samples. The higher the index of environmental sustainability, the lower the capital outflows. For the most part, the ESI index is not related to net capital flows.

As for FDI, we examined the impact of the various indices and sub-indices when they were entered individually (or with interactive terms) with Ln GDP. In order to save space, we do not present these results.[34] In general, we found that the individual indices (NPII, HDI) provide stronger explanatory power than any individual sub-index. We confirmed that education and health are not significant determinants of FDO flows for developing and transition economies, and that the regulatory burden term is the most important of the NPII terms (as judged by R^2) for both samples. For the total sample, it is generally true that raising any of the sub-indices will cause capital outflows to increase in large economies, and these will also result in lower net FDI flows for larger countries.

In summary, we find fairly strong evidence suggesting that improvements in national political infrastructure will also affect capital outflows, and thus net FDI flows. In general, the effects are strongest for large economies, and are likely most important when liberalization of the economic environment is involved. There is one area where liberalization may not affect net FDI flows and that is environmental regulation. Finally, the education infrastructure is not related to capital outflows, and it may therefore have a positive net effect on FDI flows.

Canada as an "Outlier"

In a similar type of study of infrastructure impacts, Kobrin (1976) found that the relationship for Canada was different than the average relationship, in the sense that the residual estimated for Canada was larger than average. Canada received more FDI than would be predicted by his model. Kobrin ascribed this to Canada's geographical proximity to the United States. The latter presumably creates a different sensitivity of FDI flows to and from Canada than would be expected from the average impacts of standard infrastructure variables. Since Kobrin's study is fairly dated, his findings with respect to Canada may be worth updating. An updating is also suggested by the fact that U.S. FDI in Canada has become a smaller share of total FDI in Canada over the past few decades. Hence, any special linkage to FDI flows with the United States might have weakened during the years elapsed since Kobrin's analysis.

In order to evaluate whether Canada represents an outlier in our study, the residuals from selected equations in Tables 3 and 5 are identified for Canada, as well as for several other small, open economies. This comparison is meant to determine whether Canada received more (or less) FDI than would be predicted by its size and political infrastructure. The results are summarized in Table 6.

Looking first at the FDI results (columns 1 to 3), it can be seen that based on its size alone, the model suggests that Canada receives more than its predicted amount of FDI, although the residual difference is modest. However, when the infrastructure variables are added, Canada receives less FDI than would be predicted for a country with its size and infrastructure, but again the amounts are modest. Indeed, Canada seems to lie very close to the estimated regression line.

However, when net FDI is considered (columns 4 to 6) it is seen that Canada's net FDI is lower than the model would predict. When only size is considered (column 4) the residual is quite large, suggesting that for a country of its size, Canada has more outward flows than would be predicted. The addition of infrastructure variables reduces the degree of over-prediction, but nevertheless the broad results of the estimated model suggest that net inflows to Canada are lower than would be predicted for a country of its size and infrastructure.

Another perspective is obtained by examining the residuals for other small, open economies. Some over-prediction is also evident for Austria with respect to gross FDI flows, and with the Netherlands with respect to net FDI flows, but only Canada shows a consistent pattern of over-prediction for both gross and net flows.[35] The more consistent pattern of over-prediction for Canada than for other small, open economies is provocative. Taken at face value, this pattern suggests that Canada is not getting its "expected" share of gross and net FDI given its location advantages and attributes. The relevance of this inference is tempered both by the small size of the negative residuals for Canada from the gross FDI equation, and by the fact that the Netherlands also has negative residuals from the net FDI equation.

Nevertheless, there may be merit in investigating further whether the otherwise beneficial impacts of Canadian infrastructure investments are mitigated by the fact that they are in relatively close proximity to the United States. Specifically, unique features of the U.S. economy, not captured by our models, may diminish the attractiveness of Canada as a location for third-country direct investments in North America.

Table 6
Regression Residuals for Selected Countries

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LFDI, LGDP	LFDI LGDP, EDUCI, REG	LFDI LGDP, EDUCI, REG, ESI	LNFDI, LGDP	LNFDI LGDP, EDUCI, REG, ESI, REG*LGDP	LNFDI LGDP, NPII NPII*LGDP
Austria	1.53	-0.30	-0.25	5.45	9.07	9.11
Belgium	-0.54	1.04	0.73	6.62	7.61	8.11
Canada	0.39	-0.08	-0.02	-9.17	-2.37	-2.58
Netherlands	1.21	0.35	0.36	10.57	-4.07	-3.97
Sweden	0.38	0.82	0.88	6.87	12.13	12.03
(Min; Max)	(-5.49; 2.94)	(-2.92; 2.97)	(2.84; 2.62)	(-12.10; 10.06)	(-11.41; 12.13)	(-11.03; 12.03)

Residuals are calculated as actual minus fitted values for the relevant equation from Table 3 or 5. The top row indicates the relevant equation. The first variable is the dependent variable, followed by the independent variables. LFDI is the log of gross FDI, LGDP is the log of GDP, HDI is the Human Development Index, NPII is the first principal component of the KKZL governance indicators, and LNFDI is the log of net FDI.

8. MODELLING U.S. FDI FLOWS

The second model that we employed focuses on whether national political infrastructure is an important determinant of U.S. outward FDI flows. This question is of particular interest from a Canadian perspective, since the United States remains the largest source of inward FDI for Canada. We therefore seek to estimate much the same model as presented above, with U.S. FDI replacing total FDI as the dependent variable. In addition, we address the question of whether the impact of NPI differs according the industry in which the investment occurs, and more specifically whether NPI is more important in determining FDI in high-tech industries.

The estimation of such a model is complicated by the fact that there were no positive FDI flows into a number of countries from the United States over our sample period. Thus, any attempt to estimate the determinants of U.S. FDI may be subject to sample selection bias if the sample is limited to countries that are recipients of U.S. FDI. Consequently, we use a two-stage estimation procedure to account for the possibility of sample selection bias (Heckman, 1979). We first estimate the likelihood of a country enjoying positive inflows of FDI from the United States, and then estimate the determinants of the magnitude of the positive inflows. In the first stage, the probit method is used to estimate the probability that the United States invests in a particular country. The dependent variable is thus a dummy variable equal to 1 if the United States invests in that country, and equal to 0 otherwise. In the second stage, ordinary least squares (OLS) estimates of the determinants of the amount of FDI (given that it is positive) are provided. The second-stage equation includes Mill's ratio, which is derived from the first-stage estimates and accounts for selection bias. Separate estimates of our equations are provided for the total sample (including both developing and developed countries), and for developing and transition economies separately.

The basic question we seek to address is whether the national political infrastructure, as measured by NPII, affects U.S. FDI flows across countries. Our two-stage model is summarized in the following equation:

$$(2) \qquad FDI_{it}^{*} = \alpha_0 + \alpha_1 NPII_{it} + \alpha_2 X1_{it-1} + \varepsilon_{1it},$$

where FDI_{it}^{*} is a latent variable, defined such that $FDI_{it} = 1$ (country i is a recipient of U.S. FDI) if $FDI_{it}^{*} > 0$, and $FDI_{it} = 0$ (country i is not a recipient of U.S. FDI) if $FDI_{it}^{*} = 0$ or < 0;[36] X1 is a vector of control variables, including HDI and ESI; and ε_{1it} is a normally distributed error term. We hypothesize that $\alpha_1 > 0$.

$$(3) \qquad \text{Ln } FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPII_{it} + \beta_2 X2_{it-1} + \beta_3 \text{ Mills} + \varepsilon_{2it},$$

where Ln FDI is the natural logarithm of the dollar value of U.S. FDI flows received by country i at time t; NPII is as above; X2 is a vector of control variables, some of which are the same as X1 above; Mills is the inverse of Mill's ratio derived from (2); and ε_{2it} is a normally distributed error term. We hypothesize that $\beta_1 > 0$.

Equation (2) is a simple probit specification whereby a country is an FDI recipient if it surpasses a critical value of an index, FDI*. The value of the index is a linear combination of its national political infrastructure (NPII) and other variables (X1). Equation (3) is a basic linear equation, confined to observations where FDI > 0, and is similar to the global FDI model summarized above in equation (1). The U.S. model includes the inverse of Mill's ratio to test for sample selection bias (Heckman, 1979).

Data and Measurement

U.S. FDI is measured in terms of flows, averaged over the period 1995-97, just as in the global model. In the first stage of the estimation process, the dependent variable is defined to take a value of unity if, on average, there were positive U.S. FDI flows to the sample country during the sample period (1995-97), and zero otherwise.[37] In the second stage, the logarithm of the average dollar value of U.S. FDI received is used as the dependent variable.[38] For the United States, we were able to obtain industry-level FDI data that allow us to probe the influence of political infrastructure on FDI in high-technology industries. High-technology industries are defined as chemical and allied industries, and electric and electronics industries, and U.S. FDI in high technology is the sum of FDI in these industries.

Of the 144 countries making up the global sample, 88 were recipients of U.S. FDI flows. The 88 countries served as the basis for the second-stage estimates.[39] Developing and transition economies were again defined as non-OECD members less Hong Kong and Singapore, resulting in 115 countries so classified, of which 62 were FDI recipients. For the high technology sector, 39 countries were recipients of FDI.

The explanatory variables are for the most part the same as those used in the global model. Since all variables are candidates for inclusion in both the first- and second-stage models, we do not distinguish between them at this point. However, for the U.S. model, we added several variables that were not used in the global model. We included two dummy variables to account for physical and cultural differences between the host country and the United States. The former is measured by a dummy variable that equals one if the country is contiguous with the United States (Canada and Mexico). These countries are also signatories, along with the United States, to the North American Free Trade Agreement (NAFTA), which lowers barriers to FDI. Thus, this variable is expected to be positively related to FDI. We refer to this variable as PROXIMITY, but it may well reflect NAFTA effects. Cultural distance is measured by common language, with a dummy variable that equals one if the recipient country has English as an official language (ENGLISH). Common language is expected to facilitate FDI flows, and we consequently expect the coefficient to be positive.

Although we believe that physical infrastructure terms are captured by GDP per capita (and HDI), we have included another term as a control variable: telephones per 1,000 people (expressed in logarithms). We included this variable because it proved to have explanatory power in addition to that of HDI in preliminary estimates of some equations. It is specifically included to represent the communications infrastructure of a country, which may be particularly important for high-tech FDI. The coefficient is expected to be positive.[40]

Finally, unlike the global model, we found that dummy variables identifying countries that operated with fixed exchange rates (in 1996) were at times significant determinants of U.S. FDI flows. We distinguish countries whose currencies were pegged to the U.S. dollar (FIXUS) from those whose currencies were fixed, but not against the U.S. dollar (FIXNUS). If currency volatility discourages FDI flows, countries operating under fixed exchange rate regimes should be characterized by more FDI than those operating under floating rate regimes, all other things constant.[41] Thus, we expect that countries with fixed exchange rates should attract more FDI, but since we are dealing with U.S. FDI flows, these effects may be limited to countries that peg their currencies to the U.S. dollar. The variables and data sources for the U.S. FDI model are summarized in Table 7.

Table 7
U.S. FDI Model:
Variables, Definitions and Data Sources

Variable	Definition	Source
FDIUS	U.S. FDI outflows, averaged over 1995-97 and expressed in logarithms.	U.S. Bureau of Economic Analysis, various years
FDITECH	U.S. FDI outflows in chemicals and allied products and electric and electronic equipment, averaged over 1995-97 and expressed in logarithms.	U.S. Bureau of Economic Analysis, various years
-NPII and its components (LAW, INSTAB, REG, GOV, GRAFT, VOICE); -HDI and its components (GDP per capita, EDUCI, LIFEI) -ESI -GDP	As defined and measured in Table 2.	
TEL	Telephone mainlines per 1,000 people in 1997, expressed in logarithms.	World Bank Development Report
PROXIMITY, NAFTA	Dummy variable = 1 for Canada and Mexico.	
ENGLISH	Dummy variable = 1 if English is an official language.	CIA World Fact Book
FIXUS	Dummy variable = 1 if the country uses a fixed exchange rate, with currency pegged to the U.S. dollar.	IMF International Financial Statistic Yearbook, 1996
FIXNUS	Dummy variable = 1 if the country uses a fixed exchange rate with currency pegged to another currency or composite currency	IMF International Financial Statistic Yearbook, 1996

9. ESTIMATION AND RESULTS: THE U.S. FDI MODEL

The model to be estimated is represented by equations (2) and (3) above. Equation (2) is estimated by maximum likelihood techniques, while equation (3) is estimated by ordinary least squares with heteroscedastic-consistent standard errors. The Mill's ratio is derived from the probit equation, as discussed above. The estimation technique is a standard application of the method developed by Heckman (1979), and explained in Greene (1993: 711-13).

Although all control variables are candidates for inclusion in each equation, data and statistical constraints excluded some variables from the first-stage estimates. Specifically, data on exchange rates and the environmental sustainability index (ESI) were not available for the full sample of 144 countries and these variables were not included. Likewise, the proximity variable could not be included because it perfectly predicted FDI = 1, and would not allow convergence of the parameter estimates. Thus, the probit model includes as explanatory variables NPII, HDI, ENGLISH, Ln GDP and Ln Telephones per capita. Lagrange multiplier specification tests (Verbeek, 2000: 188) rejected the need to include higher order terms for NPII and HDI.

The second-stage equation includes all control variables from the global model plus ENGLISH, PROXIMITY and the exchange rate dummy variables. We also estimated models that included the measures for labour costs, trade exposure, and government revenues discussed previously, but these were never statistically significant in any specification; therefore, we have excluded them from the model. We tested for specification errors through a series of RESET tests (one and two power). The simple linear specification described by equation (3) passed the tests, and, therefore, no interactive or higher order terms were included.

Multicollinearity remains a potential problem. The correlation coefficients for the different samples that we employ are not very different from those presented in Table 1. In particular, the simple correlation coefficient between HDI and NPII is 0.74, thus indicating a potential multicollinearity problem. The severity of the problem depends on the explanatory power of the estimated equation. Generally, the R^2 values of the equations estimated by OLS were greater than 0.50, which is acceptable.

Results

The primary results for the FDI models are found in Table 8 (first-stage probit estimates) and Table 9 (second-stage OLS estimates). Each table presents results for total U.S. FDI flows to all countries, total U.S. FDI flows to developing and transition economies, and U.S. high-tech FDI flows to all countries.

First-stage Results

In the first stage of the estimation process (Table 8), the dependent variable is defined to take a value of unity if, on average, there were positive U.S. FDI flows to the sample country during the sample period (1995-97), and zero otherwise. As discussed above, the full set of control variables is not included in these equations. We also excluded the telephone term from the first two sets of equations, because it was never statistically significant in any preliminary estimation. In general, the estimates show good explanatory power as indicated by their ability to correctly classify countries.

Table 8
Probit Estimates, U.S. FDI
(First Stage)

	All Countries		Developing and Transition Economies		All Countries, High-tech Industries		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constant	-2.458*** (0.830)	-2.922*** (0.783)	-2.096*** (0.866)	-2.454*** (0.831)	-8.951*** (1.731)	-6.744*** (1.522)	-6.322*** (1.038)
Ln GDP	0.404*** (0.093)	0.333*** (0.081)	0.352*** (0.101)	0.283*** (0.088)	0.511*** (0.101)	0.503*** (0.099)	0.542*** (0.097)
Human Development Index (HDI)	-1.646 (0.999)		-1.446 (0.934)		7.730** (3.230)	3.248*** (1.204)	
ENGLISH	0.591 (0.367)	0.617* (0.358)	0.521 (0.371)	0.547 (0.364)	0.899** (0.432)	1.001** (0.413)	0.759* (0.400)
Political Infrastructure Index (NPII)	0.578*** (0.190)	0.375** (0.145)	0.584*** (0.217)	0.391** (0.173)	0.174 (0.211)		0.372** (2.361)
Ln Telephones					0.602* (0.313)		
Number of Observations	144	144	115	115	144	144	
Number of Positive Observations	88	88	62	62	40	40	
Log of Likelihood Function	-72.74	-74.35	-68.70	-69.92	-44.31	-46.19	
Fraction of Correct Predictions	0.706	0.699	0.669	0.660	0.886	0.867	

The dependent variable equals 1 if the United States invests in that country (industry), and 0 otherwise.
Figures in parentheses are standard errors computed from analytic second derivatives (Newton).
*** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.01$.

These results indicate that political infrastructure is an important determinant of the probability that a country will receive U.S. FDI. In general, there is little difference in the results between the total sample and that restricted to developing and transition economies. In both cases, political infrastructure and market size are the primary determinants of whether a country will receive U.S. FDI. On the other hand, quality of life, as measured by HDI, is not statistically significant. Nor is this the result of multicollinearity. Specifically, removing HDI (columns 2 and 4) does not noticeably alter the explanatory power of the equations, and the coefficients are relatively stable. When NPII is removed from the equation (not shown), HDI does not become statistically significant. In general, U.S. firms are more likely to choose to locate in countries characterized by a relatively large domestic economy, with a relatively "advanced" national political infrastructure. These factors dominate wealth, education and health.

The results for high-technology FDI are more complicated. While the overall statistical fit of the probit model is quite good, as evidenced by the high fraction of correct predictions, multicollinearity is apparently a greater problem. In column (5), the results are presented when all variables, including the number of telephones per capita, are included. Once again, GDP is important as indicated by the consistently high statistical significance of its estimated coefficient. In column (5), the coefficients for HDI and ENGLISH are significant at the 0.05 level, while the coefficient for Ln Telephones is nearly significant at this level. However, NPII is statistically insignificant in this specification. Thus, it would appear that there is some evidence that communications infrastructure, language skills, wealth and human capital are more important for FDI in high-technology industries than for all industries. Moreover, these results suggest that political infrastructure is not important for FDI in high-technology industries.

As noted above, the telephone term is highly collinear with HDI, and in column (6) this term, together with NPII, is dropped. As can be seen, the results do not change qualitatively. More importantly, when HDI is removed and NPII is included (column 7), the latter is statistically significant. Thus, collinearity appears to influence the results, and we cannot conclude that political infrastructure is unimportant in high-tech FDI. Nevertheless, the stronger statistical performance of the HDI variable in the sample of technology-intensive industries could suggest a greater relevance of quality-of-life and human capital considerations to FDI location decisions made by high-technology firms. It should be noted also that the language coefficient remains statistically significant. Overall, it would appear that political infrastructure plays an important role in determining whether a country will be a recipient of U.S. FDI, although its importance in high-tech industries is shared with quality-of-life and human capital factors.

Second-stage Results

Table 9 reports the second-stage regression results where the dependent variable is specified as the natural log value of U.S. FDI (total or high technology). The table contains results for the full sample of countries (n = 88), for the sample of developing and transition economies (n = 62), and for the sample of countries that receive high-tech investments (n = 39). The table presents three different specifications for each of the three samples. The first specification includes Mill's ratio, which in all cases is not statistically significant.[42] Therefore, we find no evidence of sample selection bias. Consequently, we focus on results that do not include Mill's ratio. The second specification is the same as the first, but without Mill's ratio, and the third specification includes the environment sustainability index (ESI), which is available for fewer observations. All reported equations passed the RESET tests.

Once again, the coefficient for the GDP variable is positive and highly significant in all equations and for all samples. Market size is therefore a critical determinant of both the probability of receiving FDI, and of the amount received by any particular country. Although this result is robust across samples, the estimated coefficient is lower for high-tech industries, suggesting that market size is relatively less important for FDI in technology-intensive industries.

In addition, we find that the HDI index is positive and statistically significant across specifications and samples, but that NPII is not. This result persists for all samples, even when HDI is not included in the specification (results not shown). This finding represents a distinctive difference from our statistical analysis of global FDI flows, in which HDI is almost always statistically insignificant.

Table 9
Regression Results, U.S. FDI
(Second Stage)

	All Countries			Developing and Transition Economies			All Countries, High-tech Industries		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ln GDP	0.930***	0.759***	0.729***	1.375***	0.799***	0.831***	0.374	0.519***	0.511***
	(0.217)	(0.098)	(0.111)	(0.506)	(0.108)	(0.118)	(0.389)	(0.132)	(0.140)
Human Development Index (HDI)	6.899**	2.774**	3.771**	6.947*	2.883**	3.036**	12.814**	14.022***	13.683***
	(3.238)	(1.249)	(1.373)	(4.093)	(1.230)	(1.441)	(6.339)	(4.641)	(5.032)
Political Infrastructure Index (NPII)	0.222	-0.032	-0.064	0.731	-0.253	-0.285	-0.142	-0.162	-0.130
	(0.259)	(0.228)	(0.300)	(0.809)	(0.393)	(0.453)	(0.409)	(0.373)	(0.491)
Proximity	1.077	1.403**	1.325**				0.703	0.595	0.662
	(0.704)	(0.567)	(0.631)				(0.637)	(0.608)	(0.604)
ENGLISH	1.016**	0.802**	0.860**	1.344	0.358	0.383	1.144	1.468***	1.395***
	(0.477)	(0.336)	(0.340)	(1.062)	(0.380)	(0.390)	(0.875)	(0.446)	(0.472)
Fixed Exchange Rate – U.S.	1.652***	1.703**	2.046**	2.037**	2.080**	2.142***	0.338		
	(0.617)	(0.709)	(0.849)	(0.837)	(0.968)	(0.732)	(0.382)		
Fixed Exchange Rate – Other	-0.619	-0.493	-0.454	-0.597	-0.479	-0.533	-0.093		
	(0.497)	(0.488)	(0.595)	(0.517)	(0.480)	(0.572)	(0.561)		
Ln Telephones	-0.508			-0.506			0.931	0.932*	0.892*
	(0.440)			(0.509)			(0.629)	(0.538)	(0.522)
Environment Sustainability Index (ESI)			0.000			0.023			-0.004
			(0.017)			(0.026)			(0.021)
Mill's Ratio	1.292			3.919			-0.552		
	(1.275)			(3.165)			(1.333)		
Constant	-8.634***	-5.440***	-5.852***	-4.642**	-5.869***	-7.402***	-3.461	-6.557**	-6.185*
	(3.263)	(1.140)	(1.494)	(1.930)	(1.182)	(1.646)	(7.921)	(2.991)	(3.335)
R^2	0.66	0.65	0.65	0.51	0.50	0.52	0.51	0.55	0.51
n	88	88	77	62	62	52	39	39	37

The dependent variable is Ln FDI. Figures in parentheses are heteroscedastic-consistent (White) standard errors.
*** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.01$.

For the developing and transition economies and the high-tech industries, the NPII coefficient is not close to being statistically significant, although it is always positive. For total FDI flows to all countries, the coefficient is positive and approaches statistical significance at the 95 percent level. Thus, we are led to conclude that the amount of FDI received by a country depends more on its wealth and human capital than on its political infrastructure, and this is particularly true for developing countries and high-tech industries. Indeed the HDI coefficient for high-tech industries is three to four times higher than that for all industries. However, it is possible that particular aspects of the political infrastructure are still important, a point that will be discussed below.

The remaining control variables have different impacts, depending on the sample. For all industries and all countries, both the proximity and language variables are positive and statistically significant. Other things being equal, both Canada and Mexico receive additional U.S. FDI, likely the combined result of location and NAFTA membership. However, in the sample of developing and transition economies, countries with English as an official language do not receive more U.S. investment, other things held constant. Since Canada and Mexico are not included in this sample, there is no proximity term. On the other hand, proximity is not statistically significant for the sample of high-technology industries, but language is.

Countries with fixed exchange rates do tend to attract more total FDI, but only if their exchange rate is pegged to the U.S. dollar. This holds for all countries, but not for all forms of FDI. Specifically, we find no evidence that this variable affects FDI in high-technology industries. The exchange rate variables could not be included in the same equation with ESI (column 9) because of singularity problems, and they are omitted from the estimates reported in column (8) to maintain comparability. However, they are never statistically significant when included in the high-technology equations.

There is some evidence that the presence of a strong communications infrastructure, as proxied by telephones per capita, is more important in attracting high-tech FDI. The coefficient for this variable is never statistically significant in any equation where total FDI is the dependent variable, but it is statistically significant (albeit only at the 10 percent level) when high-tech FDI is the dependent variable.

Finally, we find no evidence that U.S. FDI flows are in any way attracted to locations with weaker environmental regulations or with inferior environmental quality. This statement holds true for all countries, developed and developing, and for all industries, including high technology.

In general, it appears that U.S. FDI flows can usefully be modeled as a two-stage process. In the first stage, decisions are made about whether or not new or additional direct investments will be made in specific countries. In the second stage, decisions are made about the magnitude of the investments to be made. In the first stage, political infrastructure is a significant factor. In the second stage, aspects of the human development index are especially important.[45]

Decomposing Indices

The results considered thus far suggest that political infrastructure is significantly more important in influencing whether or not high-technology firms invest in specific countries than in influencing how much is invested in those countries. In this section, we investigate the possibility that specific elements of the NPII index may be more influential than the overall index that we have used until now.

As noted above, it is not possible to include all components of the NPII measure in the same equation. We therefore estimate versions of both the first- and second-stage equations with NPII replaced by one of its components. These results are presented in Table 10. Rather than report all of the estimated coefficients for each specification, we present only the estimated coefficient for the relevant component of NPII. To facilitate comparisons, we also show the results for NPII itself. In order to minimize multicollinearity problems, we present estimates obtained from a specification that did not include HDI. Thus, the probit estimates include Ln GDP and the ENGLISH dummy variable (plus a constant), while the OLS estimates include these variables plus the proximity and exchange rate variables.

In the first-stage probit estimates, the NPII coefficient is positive and statistically significant for all samples. When HDI is included, the same result obtains except in the case of high-technology industries, consistent with the results presented in Table 8. It can be seen, however, that not all components of NPII are themselves statistically significant. In particular, there is little evidence that the rule of law or political instability are significant determinants of whether a country will receive FDI, and this is true of all samples. Likewise, in all samples, the most important sub-indices, as judged by both the magnitude of the coefficients and the predictive power of the equation, are government effectiveness and the regulatory burden. The latter term is the most important, with predictive power exceeding that of NPII, and with a coefficient that is larger than those for all other governance measures. It is important to note that for the first two samples, the results are quite robust in that they hold even when HDI is included in the specification. For the high-technology sample, none of the sub-indices except the regulatory burden term is significant when HDI is included. Thus, countries that adopt policies favouring free and open markets are more likely to be recipients of U.S. FDI, and this result seems robust to different specifications and different samples. However, it is also true that other governance factors are important, though possibly not in all circumstances.

The second-stage results are somewhat different. It will be recalled that the NPII term was not statistically significant when HDI was included in the model – for any sample. When HDI is excluded, the results shown in Table 10 suggest that NPII is marginally significant in the all-country sample for total FDI, but not otherwise. Nor are any of the sub-indices statistically significant in any sample when HDI is included (results not shown). However, when HDI is excluded, as in Table 10, it can be seen that government effectiveness and the regulatory burden again emerge as significant factors, though not always strongly, and only in the all-country sample. Thus, there is some evidence that aspects of good governance might also determine the amount of U.S. FDI received by a country. Good governance implies maintaining effective and transparent government institutions, as well as implementing policies that favour free markets. For total FDI flows, minimizing graft is also important. It is noteworthy that none of the governance variables, including graft, is statistically significant in the sample of developing and transition economies.[44]

In summary, our results point in a consistent direction. Specifically, they confirm the well-established fact that the size of a national economy strongly conditions how attractive that location is to foreign investors. They also strongly support the notion that the political infrastructure is an important direct determinant of whether a country will receive U.S. FDI, although it is of lesser importance in determining the amount that the country will receive. An inference suggested by our results is that countries wishing to receive FDI, most of which are small and developing, should consider improvements in political governance. Of the governance indicators considered, the evidence suggests that the regulatory burden and government effectiveness are the most important.

Table 10
Regression Coefficients, NPII Sub-indices

	(1)		(2)		(3)	
	All Countries		Developing and Transition Economies		High Technology	
	First Stage (Probit)					
	Coefficient (standard error)	%	Coefficient (standard error)	%	Coefficient (standard error)	%
NPII	0.375** (0.145)	0.70	0.388** (0.172)	0.66	0.372** (0.157)	0.86
Rule of Law	0.194 (0.148)	0.68	0.134 (0.168)	0.63	0.199 (0.163)	0.86
Voice and Accountability	0.314** (0.143)	0.68	0.309* (0.168)	0.63	0.371** (0.160)	0.86
Political Instability/ Violence	0.134 (0.137)	0.68	0.088 (0.150)	0.63	0.199 (0.166)	0.85
Government Effectiveness	0.413** (0.169)	0.71	0.421** (0.204)	0.65	0.487** (0.184)	0.87
Regulatory Burden	0.848*** (0.199)	0.77	0.851** (0.203)	0.75	1.140*** (0.319)	0.88
Graft	0.377** (0.171)	0.68	0.391* (0.216)	0.61	0.306* (0.163)	0.86
n	144		115		144	
	Second Stage (OLS)					
	Coefficient (standard error)	R^2	Coefficient (standard error)	R^2	Coefficient (standard error)	R^2
NPII	0.313* (0.172)	0.66	0.209 (0.339)	0.52	0.350 (0.252)	0.54
Rule of Law	0.160 (0.186)	0.65	-0.092 (0.318)	0.51	0.286 (0.236)	0.52
Voice and Accountability	0.263 (0.171)	0.65	0.282 (0.318)	0.50	0.122 (0.201)	0.51
Political Instability/ Violence	0.241 (0.193)	0.65	0.077 (0.305)	0.51	0.219 (0.247)	0.51
Government Effectiveness	0.451** (0.192)	0.67	0.408 (0.357)	0.52	0.488* (0.291)	0.55
Regulatory Burden	0.522* (0.310)	0.66	0.244 (0.384)	0.51	1.315** (0.555)	0.60
Graft	0.303* (0.180)	0.66	0.225 (0.378)	0.51	0.360 (0.244)	0.54
n	88		62		39	

Figures in parentheses are standard errors. For OLS, they are heteroscedastic-consistent (White) standard errors. For Probit, % refers to correct predictions. For Probit, each equation contains unreported terms for Ln GDP and language. For OLS, unreported terms are Ln GDP, language, proximity (not in the sample of developed countries), and exchange rates.
*** $p < 0.001$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.01$.

Canada an Outlier

We repeated the exercise done for the global model by examining the residuals calculated from the second-stage estimates, for Canada and other countries. The residuals reported in Table 11 show that predicted values of U.S. FDI for Canada generally exceed actual values, although the differences are relatively small when proximity, language and political infrastructure variables are included. Indeed, they are smaller than those for other small, open economies such as Sweden and Austria. In this sense, Canada is not a "special" case as suggested by Kobrin. The Canadian experience with U.S. FDI, given Canada's GDP, political infrastructure, location and language characteristics, is quite representative of the experiences of other countries. However, it should also be noted that when the location and language variables are omitted, the model tends to under-predict U.S. FDI in Canada by a more substantial amount. For example, the results presented in column (1) of Table 11 show that, based on market size alone, the residual for Canada is positive, and relatively large. In this context, Canada is a "special" case because it is the only English-language country contiguous to the United States.

Table 11
Regression Residuals for Selected Countries

	(1)	(2)	(3)	(4)
	LN USFDI LGDP	LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH	LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH HDI, NPII, TEL	LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH HDI, NPII, TEL, ESI
Austria	-0.88	-0.65	-0.92	-0.99
Belgium	1.35	1.59	1.27	1.31
Canada	1.60	-0.49	-0.44	-0.47
Netherlands	2.40	2.64	2.44	2.41
Sweden	-0.74	-0.50	-0.66	-0.74
(Min; Max)	(-3.81; 3.34)	(-3.58; 3.56)	(-3.50; 2.80)	(-3.65; 2.64)

Residuals are calculated as actual minus fitted values for the relevant equation from Table 9, for the sample of all countries. The top row indicates the relevant equation. The first variable is the dependent variable, followed by the independent variables. LN USFDI is the log of U.S. FDI, LGDP is the log of GDP, HDI is the Human Development Index, NPII is the first principal component of the KKZL governance indicators, ESI is the Environmental Sustainability Index, TEL is the number of telephones per capita (logarithm), and PROX and ENGLISH are dummy variables for proximity to the United States and English language countries.

SUMMARY AND CONCLUSIONS

The purpose of this study is to assess whether and to what extent political infrastructure attributes of national economies influence FDI flows into and from those economies. Previous research has established fairly persuasively that physical infrastructure attributes such as communications encourage inward FDI, although available studies tend to ignore the impact of physical infrastructure on outward FDI. The available evidence with respect to non-physical infrastructure attributes is more ambiguous. In particular, there is no consensus of opinion regarding the importance of social and political attributes of nations to FDI inflows. As with physical infrastructure, the relationship between social and political attributes and outward FDI has been virtually ignored.

The apparently emerging perspective among some national policymakers that a region's quality of life is an important locational advantage to MNEs enhances the relevance of additional examination of the linkages between the socio-political infrastructure and FDI. This study focuses on a set of political environment variables in seeking to identify whether or not they are linked to gross and net FDI flows. A relatively large sample of countries for the period of the second half of the 1990s forms the basis of our study. For total world FDI, gross and net FDI equations are specified and estimated based upon a parsimonious relationship between FDI and real GDP. A similar specification is used to estimate gross FDI equations for total FDI and high-technology U.S. FDI.

Reliable estimation of the regression coefficients for individual political infrastructure measures is hampered by collinearity among many of the measures. Nevertheless, relatively robust findings are identified for political infrastructure attributes. In particular, good political governance is characterized by open and transparent legal and regulatory regimes, as well as by policies promoting competition on both a domestic and international level. Globally, both gross and net FDI flows respond positively to good governance, although the positive effect is a decreasing function of the size of real GDP when total FDI flows are considered.[45]

For the most part, U.S. FDI flows respond to the same stimuli as total FDI flows. However, analysis of the U.S. data reveals that the FDI decision may usefully be viewed as a two-stage process. In the first stage, candidate countries are selected, while in the second stage, FDI is allocated among those selected countries. It appears that political infrastructure factors are more important in the first stage. Countries that do not meet minimum standards of governance are unlikely to receive U.S. FDI. Countries that do meet these standards will receive more FDI when they have higher levels of wealth, health and education. These results are consistent with those for total FDI flows, in that they suggest that smaller economies will benefit more from investments in good governance.

For the U.S. sample, no evidence of sample selection bias was found. The absence of sample selection bias suggests that the results of previous studies that estimated only the second-stage equation are not biased. However, they may be incomplete. Had we relied exclusively on second-stage estimates, we would not conclude that political infrastructure is as important as it, in fact, is for U.S. FDI flows.

There is some evidence that U.S. FDI flows in high-technology industries respond to somewhat different determinants than is the case for all industries. The differences are particularly marked in the first stage, where political infrastructure was found to be less important than wealth and human capital. The probability that a country will be the recipient of high-tech FDI increases with its investments in human capital and higher GDP per capita. In the second stage, the amount of high-tech FDI received is

more closely linked to wealth and human capital, language, and the telecommunications infrastructure than is the case for the total sample of industries.

The results with respect to social attributes such as good public educational institutions, good health care systems and a clean environment are less reliable. Certainly, they support, on balance, the relevance of such infrastructure measures in terms of encouraging inward FDI. Moreover, there is no indication that the positive effects on FDI are a diminishing function of real GDP. Taken as a whole, our results support the view that non-physical infrastructure plays a significant role in influencing MNE investment decisions.

Our results also provide some support for the claim that initiatives to promote environmental protection and remediation encourage, rather than discourage, inward FDI. This is again qualified by the presence of statistical problems, described earlier. Nevertheless, these problems do not obviate the conclusion that there is no support for assertions made by some that governments will engage in an environmental "race-to-the-bottom" in order to attract and retain direct investments.[46] Indeed, our results suggest that weakening environmental protection is more likely to discourage than encourage FDI.

Our empirical evidence provides no strong support for several assertions regarding other factors that allegedly influence FDI flows. In particular, measures of tax burden and exchange rate volatility are not statistically significant determinants of *global* FDI flows in the full sample of countries. It may be the case that the average measures of tax burden used in our analysis are unreliable proxies for the more relevant marginal tax rates of the sample countries. As a result, our findings with respect to the tax burden variable may be unreliable. This possibility provides some cause for hesitation in unequivocally asserting that improvements in infrastructure that, in turn, impose higher tax burdens will encourage inward FDI.

However, we do find that fixed exchange rate regimes attract larger flows of U.S. FDI. This result is indirectly consistent with other studies that find that currency stability promotes inward FDI flows. In our case, it is fixity to the U.S. dollar that matters, which is unsurprising given that we focus on FDI flows originating from the United States. On the surface, it is a bit puzzling that this relationship is not statistically significant for high-technology industries. Perhaps the latter face relatively inelastic demand curves and therefore have less difficulty passing on the relevant costs associated with hedging foreign exchange risk. Exploration of this and other possible explanations is a topic for future research, as is the reason why this result has been obtained only for U.S. FDI.

Our findings might lend some support to arguments for public investment in infrastructure attributes that have other intrinsic social benefits. For example, support for improvements to national health care systems can be defended on grounds that improved health care generates public goods-type externalities. Increased inflows of FDI that themselves create spillover efficiency benefits for host economies offer an additional source of social benefit to an overall benefit-cost appraisal of government health care expenditures. For many developing countries, public goods arguments for improved health and educational systems, as well as a cleaner environment, trump considerations about their impacts on FDI in any case.

Perhaps our most important conclusion is that political governance matters, and improved political governance does not necessarily oblige governments to make large investments of taxpayers' money. In this regard, our findings reinforce similar conclusions drawn in UNCTAD (1998) and Altomonte (2000). Indeed, improved governance might be more consistent, in many cases, with a smaller economic and regulatory role for government. Improved political governance leads to increased inward FDI, especially for smaller developing countries. The associated efficiency gains from inward FDI, in turn, contribute to the faster growth of GDP and GDP per capita. The latter developments make the countries in question even more attractive to foreign investors. In effect, improved political infrastructure

contributes to a "virtuous cycle" of economic growth, especially for smaller countries that do not experience the diminishing returns to governance experienced by larger countries.

To be sure, Canada rates relatively highly on our indices of political infrastructure. Nevertheless, further efforts to dismantle remaining restrictions on inter-provincial and international trade and investment, as well as renewed enthusiasm for increased competition in key sectors such as transportation and communication, would presumably act as an inducement to inward FDI, as well as direct stimulants to improved domestic productivity. Indeed, any set of policies that broadly promotes economic growth will indirectly promote increased inward FDI by encouraging a higher level of real GDP.

Finally, it should be recognized that policies promoting inward FDI would likely indirectly encourage increased outward FDI by promoting the emergence and growth of successful home-country MNEs. However, this development should not be seen necessarily as a "cost" of investing in infrastructure. Nor does it imply lower overall rates of capital investment in countries with improving governance infrastructures. Rather, intra- and inter-industry FDI flows among countries can contribute to specialization in production along the same lines as intra- and inter-industry trade. Such specialization, itself, can be a source of improved productivity and real economic growth.

Available data dictated that we focus on the nation-state as the unit of analysis. However, regions are increasingly emerging as "clusters" for specific types of foreign investment, and those clusters frequently cut across political boundaries. Our findings therefore highlight the potential importance of regional trade and investment agreements that harmonize attributes of political infrastructure across political jurisdictions. Additional research focusing on the relationship between the political infrastructure and related variables and FDI originating in other developed countries would shed further light on the importance of political "reform" as an instrument of economic growth in developing countries.

NOTES

1 In a subsequent section, we further discuss our notion of national political infrastructure and distinguish it from the related, but different concept of social capital.

2 Dunning (1993) offers an extensive review of empirical studies of the determinants of FDI. Globerman and Shapiro (1999) provide an updated literature review with particular emphasis on the influence of government policies.

3 Available studies also identify the specific impact of government "corruption" on FDI flows. See, for example, Wei (2000).

4 Dunning (1993) offers an extensive discussion of the different types of FDI and of the factors that seem most important in attracting each type.

5 For example, the national government of Australia is promoting the country's quality of life as a means to attract FDI (Witcher, 2000). The Australian government apparently sees lifestyle as an increasingly important consideration on the part of executives who run the types of businesses that Australia is trying to attract. In a similar vein, the Canadian government has stressed the importance of bolstering spending on social programs, especially health care, partly as an tool to enhance Canada's attractiveness as a location for business (Beauchesne, 2000).

6 Some respondents noted that individuals with above-average incomes in the United States have access to high-quality health care and live in areas that are as safe as most places in Canada. This survey finding contradicts earlier findings by the Canadian Policy Research Network suggesting that lifestyle assets, especially health care, education, the environment and social programs, are priorities for employees in Canada. See Beauchesne (2000).

7 For example, a political regime that does not respect property rights is likely to discourage investments, including those associated with the acquisition of human capital.

8 It is relevant to note that Kobrin deleted Canada from his sample of countries on the grounds that Canada had large residuals in his regression equations. Kobrin interpreted this result as evidence of Canada's "special" relationship with the United States owing to physical and cultural proximity.

9 Altomonte (2000) finds that subjective assessments of the local legal institutional framework made by MNE management perform better in econometric models of FDI location decisions than do "objective" measures of the institutional framework.

10 See, for example, Putnam (1995); Pennings, Lee and van Witteloostuijn (1998); Nahapiet and Ghoshal (1998); and Sparrowe, Liden, Wayne and Kraimer (2001).

11 The data are available at: http://www.worldbank.org/wbi/governance/datasets.htm#dataset. Further detail is provided in Kaufmann et al. (1999a, Appendix A) and in Table 1 of this study. The full set of variables employed in the study and their sources are presented in Table 2.

12 We did collect data on physical infrastructure, but this variable was typically highly correlated with GDP per capita. These measures are discussed below.

13 Kaufman et al. (1999b) suggest that their governance measures are important causal determinants of development outcomes, including GDP per capita and health status.

14 The indices are all reported in their original scales, and these scales are also used in the regression analysis. However, the results are robust to scale transformations, including logarithmic. The ESI is derived from 22 sub-indices, a number too large for individual analysis.

15 NPII was also measured as the sum of the six underlying indices. The correlation coefficient between this measure and the first principal component that we use is $r = 0.99$.

16 We also calculated the correlation between NPII and a broad measure of quality of life in various cities around the world provided by William Mercer (1999). The correlation coefficient is $r = 0.88$.

17 Dunning (1993) identifies an exhaustive list of such variables and also discusses empirical evidence regarding their importance. For additional summaries of available evidence, see Caves (1996) and Globerman and Shapiro (1999).

18 Some studies identify a near perfect positive correlation between FDI and GDP across host countries. See, for example, Morisset's (2000) study of African countries.

19 The various sources of agglomeration (or external) economies are discussed in Krugman (1991).

20 Altomonte (2000) references several studies that provide ambivalent findings on the relationship between labour costs and the geographical distribution of FDI.

21 The presumption is that a country will adjust its currency against the major currency (or currencies) in which its trade and investment flows are most heavily concentrated. As such, if currency volatility discourages FDI flows, countries operating within fixed exchange rate regimes should be characterized by more FDI than those operating within floating rate regimes, all other things being constant.

22 See, for example, Kumar (1996), Zhao and Zhu (2000), Cheng and Kwan (2000), Wheeler and Mody (1992), Mody and Srinivasan (1998), and Loree and Guisinger (1995).

23 Rather than pruning variables, another approach would be to use factor analysis to cluster variables, an approach taken by Kobrin (1976). A shortcoming of this approach is that it implicitly assumes that all variables in a factor grouping have identical impacts on the dependent variable. Moreover, it is often difficult to determine what the common basis of the factors is, and this makes it difficult to identify public policy options and trade-offs.

24 We also considered specifications that included a squared Ln GDP term. The relevant coefficient was never statistically significant in equations that involved Ln FDI or Ln FDO as the dependent variable. However, it was at times significant when Ln (FDI –FDO) was employed as the dependent variable. This point is discussed in a subsequent section.

25 This is more likely to be true for developed than for developing countries. In particular, marked short-run changes in the "political" environment surrounding FDI have been identified for certain African countries (Morisset, 2000).

26 Similar interactive terms were estimated for the other variables (ESI and HDI), but none were found to be statistically significant.

27 For a discussion of this concern, as well as empirical evidence for Asian MNEs, see Zhao and Zhu (2000), and Erramilli, Agarwal and Kim (1997).

28 There is a potential variable measurement problem, since the ESI index is measured for the year 2000. However, it seems unlikely to us that the values of this variable changed substantially between, say, the mid-1990s and 2000. Moreover, this finding is broadly consistent with those of Smarzynska and Wei (2001), and Wheeler (2001).

29 There is no notion implied here that FDI is necessarily good while FDO is bad for a country. Both flows contribute to increased specialization of international production, which should improve real incomes internationally.

30 This argument is developed in Rugman (1990).

31 The sample size is reduced, since a number of countries recorded FDI but not FDO. This reduction allowed us to use a single sample with ESI in all estimates. Ln (FDI-FDO) was calculated by separating countries with net inflows and outflows, and assigning a negative value to the latter.

32 The point at which Ln GDP encourages capital outflows occurs where Ln GDP = 5.6 for the total sample, and Ln GDP = 8.2 for the sample of developing and transition economies. The respective means (standard deviations) are 10.4 (2.7) and 9.6 (1.6). In both cases, it is only in the very smallest economies that improvements in governance do not result in capital outflows.

33 A referee has suggested that this result may be due to a non-linear relationship between net flows and Ln GDP. We therefore estimated equations that included a squared Ln GDP term, but omitted the interaction between Ln GDP and NPII. For the total sample, both the Ln GDP term and its square were statistically significant (positive and negative, respectively), with the negative effect dominating for the largest economies (Ln GDP>20). Thus, larger economies are more likely to experience net outflows. The NPII term in this equation was negative and statistically significant, suggesting that improvements in political governance tend to favour capital outflows. However, the explanatory power of this equation (adjusted $R^2 = 0.35$) was lower than the comparable equation reported in Table 5, column (4). The squared term was not statistically significant in the sample of developing and transition economies.

34 The results are complicated by the fact that some of the preferred specifications include an interactive term and some do not. In general, specifications for the total sample include interactive terms, while those for the sample of developing and transition economies do not.

35 The geographical proximity of Austria and the Netherlands to the much larger German economy creates a closer parallel to the Canadian case than is true for, say, Sweden.

36 Inward FDI can be negative, since the FDI variable measures net inflows. Hence, a negative value indicates net outward FDI.

37 We began with the sample of 144 countries used in the global model, of which 88 countries received positive U.S. FDI flows over the period 1995-97. The remaining countries either received no FDI, negative FDI, or were recorded as missing values. We classified all of these as having no FDI. This particular classification does not affect the results. For example, excluding missing values from the "no FDI" category does not alter our conclusions.

38 We estimated second-stage equations in which the dependent variable was specified as the proportion of total global FDI received by any country (PFDI), or the logistic transformation of PFDI. These measures were highly correlated with Ln FDI, suggesting some indifference as to the choice among them. The results are in fact similar, regardless of measure, and so we only present results based on the (natural) logarithmic specification.

39 However, the Environmental Sustainability Index (ESI) was available for only 115 of the 144 countries, and for only 77 of the 88 that received positive FDI flows.

40 Consistent with the argument made above, this variable is highly correlated with GDP per capita ($r = 0.94$).

41 Several studies document a negative association between measures of foreign exchange volatility and FDI flows. See, for example, Kogut and Chang (1996), and Barrell and Pain (1997).

42 The Mill's ratio is derived from the first-stage probit estimates using the specifications in columns (1), (3) and (5) of Table 1. The use of other specifications does not alter the results in any way.

43 We do not suggest that such a two-stage process is unique to U.S. firms. We are able to model U.S. FDI flows as a two-stage process because we are able to observe countries in which there is no U.S. investment. That was not possible for aggregate FDI flows, where all countries in the sample appear to have received some investment.

44 It has been suggested that outliers, particularly China, may cause this result. In fact, inspection of the residuals did not suggest that China was an outlier, and its deletion from the sample did not alter the results.

45 This result is consistent with an interpretation suggested by Altomonte (2000). Namely, that the "quality" of a host country's legal framework is positively related to expected future rates of economic growth. Hence, FDI will be attracted to countries with higher quality legal frameworks, because of the superior economic performance that those frameworks encourage. If the economic benefits of higher quality legal frameworks are subject to diminishing returns, the linkage between FDI and political governance might be non-linear.

46 Thomsen (2000) discusses these and related objections to international investment.

BIBLIOGRAPHY

Altomonte, C. "Economic Determinants and Institutional Frameworks: FDI in Economies in Transition." *Transnational Corporations* 9, 2 (2000): 75-106.

Barrell R., and N. Pain. "Foreign Direct Investment, Technological Change and Economic Growth Within Europe." *Economic Journal* 107 (1997): 1770-86.

Beauchesne, E. "Canadian Lifestyle an Overrated Asset." *The Vancouver Sun* (December 29, 2000): C7.

Bellak C., and J.A. Cantwell. "FDI – How Much Is It Worth?" *Transnational Corporations* 5, (1996): 85-97.

Bennett, P.D., and R. Green. "Political Instability as a Determinant of Direct Foreign Marketing Investment." *Journal of Marketing Research* 9 (May 1972): 182-6.

Bevan A., and S. Estrin. "The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies." Centre for New and Emerging Markets, Discussion Paper No. 9, London Business School, 2000.

Caves, R.E. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.

Chen, A. "The Marginal Effective Tax Rate: The Only Rate That Matters in Capital Allocation." Toronto: C.D. Howe Backgrounder, 2000.

Cheng L.K., and Y.K. Kwan. "What Are The Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience", *Journal of International Economics* (August 2000): 379-400.

Dawson, J.W. "Institutions, Investment and Growth: New Cross-Country and Panel Data Evidence." *Economic Inquiry* 36 (October 1998): 603-19.

Dunning, J.H. "Toward an Eclectic Theory of International Production: Some Empirical Tests." *Journal of International Business Studies* 11, 1 (Spring/Summer 1980): 9-31.

_____. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Wokingham, England: Addison-Wesley Publishing Company, 1993.

Erramilli, M.K., S. Agarwal and S.S. Kim. "Are Firm-Specific Advantages Location-Specific Too?" *Journal of International Business Studies* (Fourth Quarter, 1997): 735-57.

Globerman S., and D. Shapiro. "The Impact of Government Policies on Foreign Direct Investment: The Canadian Experience." *Journal of International Business Studies* 30, 3 (1999): 513-32.

Greene, W.H. *Econometric Analysis*, New York: Macmillan, 2nd ed., 1993.

Grosse, R., and R. Trevino. "Foreign Direct Investment in the United States: An Analysis by Country of Origin." *Journal of International Business Studies* (First Quarter, 1996): 139-55.

Hall, R., and C.I. Jones. "Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics* 114, 1 (1999): 83-6.

Heckman, J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1979): 153-61.

Humphrey, J., and H. Schmitz. "Trust and Inter-Firm Relations in Developing and Transition Economies." *Journal of Developing Studies* 34, 4 (1998): 32-61.

Kaufmann, D., A. Kraay and P. Zoido-Lobaton. "Aggregating Governance Indicators." World Bank Working Paper No. 2195, 1999a.

_____. "Governance Matters." World Bank Working Paper No. 2196, 1999b.

Keefer P., and S. Knack. "Why Don't Poor Countries Catch Up? A Cross-National Test of an Institutional Explanation." *Economic Inquiry* 35 (July 1997): 590-602.

Knack, S., and P. Keefer. "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures." *Economics and Politics* 7 (1995): 207-27.

_____. "Does Social Capital Have an Economic Payoff?" *Quarterly Journal of Economics* 112, 4 (1997): 1251-88.

Kobrin, S.J. "The Environmental Determinants of Foreign Direct Investment: An Ex-Post Empirical Analysis." *The Journal of International Business Studies* 7, 2 (1976): 29-42.

Kogut, B., and S.J. Chang. "Platform Investments and Volatile Exchange Rates: Direct Investment in the U.S. by Japanese Companies." *Review of Economics and Statistics* 78, 2 (1996): 221-31.

Krugman, P. *Geography and Trade*. Leuven, Belgium: Leuven University Press, 1991.

Kumar, N. "Intellectual Property Protection, Market Orientation and the Location of Overseas R&D Activities by Multinational Enterprises." *World Development* (April 1996): 673-84.

Landefeld, J.S., and A.M. Lawson. "Valuation of the U.S. Net International Investment Position." *International Direct Investment*, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, (March 1999): 3-15.

Laszlo, A.P. "A Survey of Techniques Employed by State and Local Governments for the Promotion of Foreign Direct Investment." *George Washington Journal of International Law and Economics* 18, 1 (1984): 155-81.

List, J.A. "US County-Level Determinants of Inbound FDI: Evidence From a Two-Step Modified Count Data Model." *International Journal of Industrial Organization* 19 (2001): 953-73.

Loree, D.W., and S. Guisinger. "Policy and Non-Policy Determinants of U.S. Equity Foreign Direct Investment." *Journal of International Business Studies* (Second Quarter, 1995): 281-99.

Mauro, P. "Corruption and Growth." *Quarterly Journal of Economics* 110, 3 (1995): 681-712.

Mercer, W.M. *Worldwide Quality of Life Survey*, 1999. Available at http://www.wmmercer.com/global/english/resource/resource_news_topic_022501.htm.

Mody, A., and K. Srinivasan. "Japanese and U.S. Firms as Foreign Investors: Do They March to the Same Tune?" *Canadian Journal of Economics* 31, 4 (1998): 778-800.

Morisset, J. "FDI in Africa: Policies Also Matter." *Transnational Corporations* 9, 2 (2000): 107-26.

Nahapiet, Janine and Sumantra Ghoshal, "Social Capital, Intellectual Capital, and the Organizational Advantage." *Academy of Management Review* 23, 2 (April 1998): 242.

OECD. *The Well-Being of Nations: The Role of Human and Social Capital*. Paris: OECD, 2001.

Pennings, J.M., K. Lee and A. van Witteloostuijn. "Human Capital, Social Capital and Firm Dissolution." *Academy of Management Journal* 41, 4 (1998): 425-40.

Peterson, M., N.K. Malhota and J. Wagner. "Country Quality of Life and Foreign Direct Investment Decisions." *Global Outlook* 11, 1 (1999): 51-62.

Piper, J.R. "How U.S. Firms Evaluate Foreign Investment Opportunities." *MSU Business Topics* 19, Summer 1971.

Public Policy Forum. *The Views of Industry Associations on Canada-U.S. Economic Integration*, Ottawa, 2000. Mimeo.

Putnam, R.D. "Bowling Alone: America's Declining Social Capital." *Journal of Democracy* 6 (1995): 65-78.

Rugman, A.M. *Multinationals and Canada-United States Free Trade*. Columbia: University of South Carolina Press, 1990.

Smarzynska, B.K., and S.J. Wei. "Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secrets of Popular Myth." National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w8465, 2001.

Sparrowe, R.T., R.C. Liden, S.J. Wayne and M.L. Kraimer. "Social Networks and the Performance of Individuals and Groups." *Academy of Management Journal* 44, 2 (2001): 316-25.

Stevens, G.V.G. "Politics, Economics and Investment: Explaining Plant and Equipment Spending by U.S. Direct Investors in Argentina, Brazil and Mexico." *Journal of International Money and Finance* 19, 2 (2000): 115-35.

Thomsen, S. "Investment Patterns in a Longer-Term Perspective." OECD, Working Paper on International Investment No. 2000/2, 2000. Mimeo.

Tuman, J., and C. Emmert. "Explaining Japanese Foreign Direct Investment in Latin America, 1979-1992." *Social Science Quarterly* 80, 3 (1999): 539-55.

United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). *World Investment Report 1998: Trends and Determinants*. New York and Geneva: United Nations, 1998.

_____. *World Investment Report 2000: Trends and Determinants*. New York and Geneva: United Nations, 2000.

Verbeek, M. *A Guide to Modern Econometrics*. New York: John Wiley and Sons, 2000.

Vining, A.R., and D.L. Weimer. "Criteria for Infrastructure Investment: Normative, Positive and Prudential Perspectives." In *Building the Future: Issues in Public Infrastructure in Canada.* Edited by A.R. Vining and J. Richards, Toronto: C.D. Howe Research Institute, 2001, pp.131-65.

Wei, Shang-Jin. "How Taxing is Corruption on International Investors?" *Review of Economics and Statistics* 82, 1 (February 2000): 1-11.

Wheeler, D. "Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries." World Bank, Working Paper No. 2524, 2001.

Wheeler, D., and A. Mody. "International Investment Locational Decisions – The Case of U.S. Firms." *Journal of International Economics* 33 (1992): 57-76.

Witcher, S.K. "Can That Paradise Down Under Be a Powerhouse Too?" *The Wall Street Journal*, (December 1, 2000): A13.

Zhao, H., and G. Zhu. "Location Factors and Country-of-Origin Differences: An Empirical Analysis of FDI in China." *Multinational Business Review* (Spring 2000): 60-73.

INDUSTRY CANADA RESEARCH PUBLICATIONS

INDUSTRY CANADA WORKING PAPER SERIES

No. 1 **Economic Integration in North America: Trends in Foreign Direct Investment and the Top 1,000 Firms**, Micro-Economic Policy Analysis staff including John Knubley, Marc Legault, and P. Someshwar Rao, Industry Canada, 1994.

No. 2 **Canadian-Based Multinationals: An Analysis of Activities and Performance**, Micro-Economic Policy Analysis staff including P. Someshwar Rao, Marc Legault, and Ashfaq Ahmad, Industry Canada, 1994.

No. 3 **International R&D Spillovers Between Industries in Canada and the United States**, Jeffrey I. Bernstein, Carleton University and National Bureau of Economic Research, under contract with Industry Canada, 1994.

No. 4 **The Economic Impact of Mergers and Acquisitions on Corporations**, Gilles Mcdougall, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1995.

No. 5 **Steppin' Out: An Analysis of Recent Graduates Into the Labour Market**, Ross Finnie, School of Public Administration, Carleton University, and Statistics Canada, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 6 **Measuring the Compliance Cost of Tax Expenditures: The Case of Research and Development Incentives**, Sally Gunz and Alan Macnaughton, University of Waterloo, and Karen Wensley, Ernst & Young, Toronto, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 7 **Governance Structure, Corporate Decision-Making and Firm Performance in North America**, P. Someshwar Rao and Clifton R. Lee-Sing, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1996.

No. 8 **Foreign Direct Investment and APEC Economic Integration**, Ashfaq Ahmad, P. Someshwar Rao, and Colleen Barnes, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1996.

No. 9 **World Mandate Strategies for Canadian Subsidiaries**, Julian Birkinshaw, Institute of International Business, Stockholm School of Economics, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 10 **R&D Productivity Growth in Canadian Communications Equipment and Manufacturing**, Jeffrey I. Bernstein, Carleton University and National Bureau of Economic Research, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 11 **Long-Run Perspective on Canadian Regional Convergence**, Serge Coulombe, Department of Economics, University of Ottawa, and Frank C. Lee, Industry Canada, 1996.

No. 12 **Implications of Technology and Imports on Employment and Wages in Canada**, Frank C. Lee, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1996.

No. 13 **The Development of Strategic Alliances in Canadian Industries: A Micro Analysis**, Sunder Magun, Applied International Economics, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 14 **Employment Performance in the Knowledge-Based Economy**, Surendra Gera, Industry Canada, and Philippe Massé, Human Resources Development Canada, 1996.

No. 15 **The Knowledge-Based Economy: Shifts in Industrial Output**, Surendra Gera, Industry Canada, and Kurt Mang, Department of Finance, 1997.

No. 16 **Business Strategies of SMEs and Large Firms in Canada**, Gilles Mcdougall and David Swimmer, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1997.

No. 17 **Impact of China's Trade and Foreign Investment Reforms on the World Economy**, Winnie Lam, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1997.

No. 18 **Regional Disparities in Canada: Characterization, Trends and Lessons for Economic Policy**, Serge Coulombe, Department of Economics, University of Ottawa, under contract with Industry Canada, 1997.

No. 19 **Inter-Industry and U.S. R&D Spillovers, Canadian Industrial Production and Productivity Growth**, Jeffrey I. Bernstein, Carleton University and National Bureau of Economic Research, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 20 **Information Technology and Labour Productivity Growth: An Empirical Analysis for Canada and the United States**, Surendra Gera, Wulong Gu, and Frank C. Lee, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1998.

No. 21 **Capital-Embodied Technical Change and the Productivity Growth Slowdown in Canada**, Surendra Gera, Wulong Gu, and Frank C. Lee, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1998.

No. 23 **Restructuring in Canadian Industries: A Micro Analysis**, Sunder Magun, Applied International Economics, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 24 **Canadian Government Policies Toward Inward Foreign Direct Investment**, Steven Globerman, Simon Fraser University and Western Washington University, and Daniel Shapiro, Simon Fraser University, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 25 **A Structuralist Assessment of Technology Policies – Taking Schumpeter Seriously on Policy**, Richard G. Lipsey and Kenneth Carlaw, Simon Fraser University, with a contribution by Davit D. Akman, research associate, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 26 **Intrafirm Trade of Canadian-Based Foreign Transnational Companies**, Richard A. Cameron, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1998.

No. 27 **Recent Jumps in Patenting Activities: Comparative Innovative Performance of Major Industrial Countries, Patterns and Explanations**, Mohammed Rafiquzzaman and Lori Whewell, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1998.

No. 28 **Technology and the Demand for Skills: An Industry-Level Analysis**, Surendra Gera and Wulong Gu, Industry Canada, and Zhengxi Lin, Statistics Canada, 1999.

No. 29 **The Productivity Gap Between Canadian and U.S. Firms**, Frank C. Lee and Jianmin Tang, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1999.

No. 30 **Foreign Direct Investment and Productivity Growth: The Canadian Host-Country Experience**, Surendra Gera, Wulong Gu and Frank C. Lee, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1999.

No. 31 **Are Canadian-Controlled Manufacturing Firms Less Productive than their Foreign-Controlled Counterparts?** Someshwar Rao and Jianmin Tang, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 2000.

No. 32 **The Canada-U.S. Productivity Growth Paradox**, Serge Coulombe, Department of Economics, University of Ottawa, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 33 **R&D Propensity and Productivity Performance of Foreign-Controlled Firms in Canada**, Jianmin Tang and Someshwar Rao, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 2001.

No. 34 **Sectoral Impacts of Kyoto Compliance**, Randall Wigle, Wilfrid Laurier University, under contract with Industry Canada, 2001.

No. 36 **Foreign Direct Investment and Domestic Capital Formation**, Walid Hejazi and Peter Pauly, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 2002.

No. 37 **National Political Infrastructure and Foreign Direct Investment**, Steven Globerman, Western Washington University, and Daniel Shapiro, Simon Fraser University, under contract with Industry Canada, 2002.

INDUSTRY CANADA DISCUSSION PAPER SERIES

No. 1 **Multinationals as Agents of Change: Setting a New Canadian Policy on Foreign Direct Investment**, Lorraine Eden, Carleton University, under contract with Industry Canada, 1994.

No. 2 **Technological Change and International Economic Institutions**, Sylvia Ostry, Centre for International Studies, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 3 **Canadian Corporate Governance: Policy Options**, Ronald. J. Daniels, Faculty of Law, University of Toronto, and Randall Morck, Faculty of Business, University of Alberta, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 4 **Foreign Direct Investment and Market Framework Policies: Reducing Frictions in APEC Policies on Competition and Intellectual Property**, Ronald Hirshhorn, under contract with Industry Canada, 1996.

No. 5 **Industry Canada's Foreign Investment Research: Messages and Policy Implications**, Ronald Hirshhorn, under contract with Industry Canada, 1997.

No. 6 **International Market Contestability and the New Issues at the World Trade Organization**, Edward M. Graham, Institute for International Economics, Washington (D.C.), under contract with Industry Canada, 1998.

No. 7 **Implications of Foreign Ownership Restrictions for the Canadian Economy – A Sectoral Analysis**, Steven Globerman, Western Washington University, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 8 **Determinants of Canadian Productivity Growth: Issues and Prospects**, Richard G. Harris, Simon Fraser University and Canadian Institute for Advanced Research, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 9 **Is Canada Missing the "Technology Boat"? Evidence from Patent Data**, Manuel Trajtenberg, Tel Aviv University, National Bureau of Economic Research and Canadian Institute for Advanced Research, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 10 **North American Economic Integration: Issues and Research Agenda**, Richard G. Harris, Simon Fraser University, under contract with Industry Canada, 2001.

No. 11 **Social Policy and Productivity Growth: What are the Linkages?** Richard G. Harris, Simon Fraser University, under contract with Industry Canada, 2002.

No. 12 **The Irish Economic Boom: Facts, Causes, and Lessons**, Pierre Fortin, Université du Québec à Montréal and Canadian Institute for Advanced Research, under contract with Industry Canada, 2002.

INDUSTRY CANADA OCCASIONAL PAPER SERIES

No. 1 **Formal and Informal Investment Barriers in the G-7 Countries: The Country Chapters**, Micro-Economic Policy Analysis staff including Ashfaq Ahmad, Colleen Barnes, John Knubley, Rosemary D. MacDonald, and Christopher Wilkie, Industry Canada, 1994.

Formal and Informal Investment Barriers in the G-7 Countries: Summary and Conclusions, Micro-Economic Policy Analysis staff including Ashfaq Ahmad, Colleen Barnes, and John Knubley, Industry Canada, 1994.

No. 2 **Business Development Initiatives of Multinational Subsidiaries in Canada**, Julian Birkinshaw, University of Western Ontario, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 3 **The Role of R&D Consortia in Technology Development**, Vinod Kumar, Research Centre for Technology Management, Carleton University, and Sunder Magun, Centre for Trade Policy and Law, University of Ottawa and Carleton University, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 4 **Gender Tracking in University Programs**, Sid Gilbert, University of Guelph, and Alan Pomfret, King's College, University of Western Ontario, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 5 **Competitiveness: Concepts and Measures**, Donald G. McFetridge, Department of Economics, Carleton University, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 6 **Institutional Aspects of R&D Tax Incentives: The SR&ED Tax Credit**, G. Bruce Doern, School of Public Administration, Carleton University, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 7 **Competition Policy as a Dimension of Economic Policy: A Comparative Perspective**, Robert D. Anderson and S. Dev Khosla, Economics and International Affairs Branch, Bureau of Competition Policy, Industry Canada, 1995.

No. 8 **Mechanisms and Practices for the Assessment of the Social and Cultural Implications of Science and Technology**, Liora Salter, Osgoode Hall Law School, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 9 **Science and Technology: Perspectives for Public Policy**, Donald G. McFetridge, Department of Economics, Carleton University, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 10 **Endogenous Innovation and Growth: Implications for Canada**, Pierre Fortin, Université du Québec à Montréal and Canadian Institute for Advanced Research, and Elhanan Helpman, Tel Aviv University and Canadian Institute for Advanced Research, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 11 **The University-Industry Relationship in Science and Technology**, Jérôme Doutriaux, University of Ottawa, and Margaret Barker, Meg Barker Consulting, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 12 **Technology and the Economy: A Review of Some Critical Relationships**, Michael Gibbons, University of Sussex, under contract with Industry Canada, 1995.

No. 13 **Management Skills Development in Canada**, Keith Newton, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1995.

No. 14 **The Human Factor in Firm's Performance: Management Strategies for Productivity and Competitiveness in the Knowledge-Based Economy**, Keith Newton, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1996.

No. 15 **Payroll Taxation and Employment: A Literature Survey**, Joni Baran, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1996.

No. 16 **Sustainable Development: Concepts, Measures, Market and Policy Failures at the Open Economy, Industry and Firm Levels**, Philippe Crabbé, Institute for Research on the Environment and Economy, University of Ottawa, under contract with Industry Canada, 1997.

No. 17 **Measuring Sustainable Development: A Review of Current Practice**, Peter Hardi and Stephan Barg, with Tony Hodge and Laszlo Pinter, International Institute for Sustainable Development, under contract with Industry Canada, 1997.

No. 18 **Reducing Regulatory Barriers to Trade: Lessons for Canada from the European Experience**, Ramesh Chaitoo and Michael Hart, Centre for Trade Policy and Law, Carleton University, under contract with Industry Canada, 1997.

No. 19 **Analysis of International Trade Dispute Settlement Mechanisms and Implications for Canada's Agreement on Internal Trade**, E. Wayne Clendenning and Robert J. Clendenning, E. Wayne Clendenning & Associates Inc., under contract with Industry Canada, 1997.

No. 20 **Aboriginal Businesses: Characteristics and Strategies for Growth**, David Caldwell and Pamela Hunt, Management Consulting Centre, under contract with Aboriginal Business Canada, Industry Canada, 1998.

No. 21 **University Research and the Commercialization of Intellectual Property in Canada**, Wulong Gu and Lori Whewell, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 1999.

No. 22 **A Regional Perspective on the Canada-U.S. Standard of Living Comparison**, Raynald Létourneau and Martine Lajoie, Micro-Economic Policy Analysis, Industry Canada, 2000.

No. 23 **Linkages Between Technological Change and Productivity Growth**, Steven Globerman, Western Washington University, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 24 **Investment and Productivity Growth – A Survey From the Neoclassical and New Growth Perspectives**, Kevin J. Stiroh, Federal Reserve Bank of New York, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 25 **The Economic Determinants of Innovation**, Randall Morck, University of Alberta, and Bernard Yeung, New York University, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 26 **SMEs, Exports and Job Creation: A Firm-Level Analysis**, Élisabeth Lefebvre and Louis A. Lefebvre, CIRANO and École Polytechnique de Montréal, under contract with Industry Canada, 2000.

No. 27 **The Location of Higher Value-Added Activities**, Steven Globerman, Western Washington University, under contract with Industry Canada, 2001.

CANADA IN THE 21ST CENTURY SERIES

No. 1 **Global Trends: 1980-2015 and Beyond**, J. Bradford DeLong, University of California, Berkeley, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 2 **Broad Liberalization Based on Fundamentals: A Framework for Canadian Commercial Policy**, Randall Wigle, Wilfrid Laurier University, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 3 **North American Economic Integration: 25 Years Backward and Forward**, Gary C. Hufbauer and Jeffrey J. Schott, Institute for International Economics, Washington (D.C.), under contract with Industry Canada, 1998.

No. 4 **Demographic Trends in Canada, 1996-2006: Implications for the Public and Private Sectors**, David K. Foot, Richard A. Loreto, and Thomas W. McCormack, Madison Avenue Demographics Group, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 5 **Capital Investment Challenges in Canada**, Ronald P.M. Giammarino, University of British Columbia, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 6 **Looking to the 21st Century – Infrastructure Investments for Economic Growth and for the Welfare and Well-Being of Canadians**, Christian DeBresson, Université du Québec à Montréal, and Stéphanie Barker, Université de Montréal, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 7 **The Implications of Technological Change for Human Resource Policy**, Julian R. Betts, University of California, San Diego, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 8 **Economics and the Environment: The Recent Canadian Experience and Prospects for the Future**, Brian R. Copeland, University of British Columbia, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 9 **Individual Responses to Changes in the Canadian Labour Market**, Paul Beaudry and David A. Green, University of British Columbia, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 10 **The Corporate Response – Innovation in the Information Age**, Randall Morck, University of Alberta, and Bernard Yeung, University of Michigan, under contract with Industry Canada, 1998.

No. 11 **Institutions and Growth: Framework Policy as a Tool of Competitive Advantage for Canada**, Ronald J. Daniels, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1998.

PERSPECTIVES ON NORTH AMERICAN FREE TRADE SERIES

No. 1 **Can Small-Country Manufacturing Survive Trade Liberalization? Evidence from the Canada-U.S. Free Trade Agreement**, Keith Head and John Ries, University of British Columbia, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 2 **Modelling Links Between Canadian Trade and Foreign Direct Investment**, Walid Hejazi and A. Edward Safarian, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 3 **Trade Liberalisation and the Migration of Skilled Workers**, Steven Globerman, Western Washington University and Simon Fraser University, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 4 **The Changing Industry and Skill Mix of Canada's International Trade**, Peter Dungan and Steve Murphy, Institute for Policy Analysis, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1999.

No. 5 **Effects of the Canada-United States Free Trade Agreement on Interprovincial Trade**, John F. Helliwell, University of British Columbia, Frank C. Lee, Industry Canada, and Hans Messinger, Statistics Canada, 1999.

No. 6 **The Long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement**, Daniel Trefler, University of Toronto, under contract with Industry Canada, 1999.

MONOGRAPH

Industry-Level Productivity and International Competitiveness Between Canada and the United States, edited by Dale W. Jorgenson, Harvard University, and Frank C. Lee, Industry Canada, 2001.

RESEARCH VOLUME SERIES

No. 1 **Foreign Investment, Technology and Economic Growth**, Donald G. McFetridge ed., University of Calgary Press, 1991.

No. 2 **Corporate Globalization Through Mergers and Acquisitions**, L. Waverman ed., University of Calgary Press, 1991.

No. 3 **Multinationals in North America**, Lorraine Eden ed., University of Calgary Press, 1994.

No. 4 **Canadian-Based Multinationals**, Steven Globerman ed., University of Calgary Press, 1994.

No. 5 **Corporate Decision-Making in Canada**, Ronald J. Daniels and Randall Morck eds., University of Calgary Press, 1995.

No. 6 **Implications of Knowledge-Based Growth for Micro-Economic Policies**, Peter Howitt ed., University of Calgary Press, 1996.

No. 7 **The Asia Pacific Region in the Global Economy: A Canadian Perspective**, Richard G. Harris ed., University of Calgary Press, 1996.

No. 8 **Financing Growth in Canada**, Paul J.N. Halpern ed., University of Calgary Press, 1997.

No. 9 **Competition Policy and Intellectual Property Rights in the Knowledge-Based Economy**, Robert D. Anderson and Nancy T. Gallini eds., University of Calgary Press, 1998.

No. 10 **Productivity Issues in Canada**, Someshwar Rao and Andrew Sharpe eds., University of Calgary Press, 2002.

JOINT PUBLICATIONS

Capital Budgeting in the Public Sector, in collaboration with the John Deutsch Institute, Jack Mintz and Ross S. Preston eds., 1994.

Infrastructure and Competitiveness, in collaboration with the John Deutsch Institute, Jack Mintz and Ross S. Preston eds., 1994.

Getting the Green Light: Environmental Regulation and Investment in Canada, in collaboration with the C.D. Howe Institute, Jamie Benidickson, G. Bruce Doern, and Nancy Olewiler, 1994.

To obtain copies of documents published under Industry Canada's Research Publications Program, please contact:

Publications Officer
Micro-Economic Policy Analysis
Industry Canada
5th Floor, West Tower
235 Queen Street
Ottawa, Ontario, K1A 0H5

Tel.: (613) 952-5704; Fax: (613) 991-1261; E-mail: mepa.apme@ic.gc.ca

Programme des publications
de recherche d'Industrie Canada

INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE ET INVESTISSEMENT ÉTRANGER DIRECT

Par Steven Globerman, Université Western Washington, et
Daniel Shapiro, Université Simon Fraser

Document de travail n° 37
Décembre 2002

Industrie Canada Industry Canada
Canada

Programme des publications de recherche d'Industrie Canada

Le Programme des publications de recherche d'Industrie Canada fournit une tribune pour l'analyse des grands défis micro-économiques auxquels est confrontée l'économie canadienne et favorise un débat public éclairé sur ces questions. Sous l'égide de la Direction générale de l'analyse de la politique micro-économique, la collection des documents de recherche, qui s'inscrit dans le cadre de ce programme, englobe des documents de travail analytiques révisés par des pairs et des documents de discussion rédigés par des spécialistes sur des questions micro-économiques d'importance primordiale.

Les opinions exprimées dans ces documents de recherche ne reflètent pas nécessairement celles d'Industrie Canada ou du gouvernement fédéral.

Programme des publications
de recherche d'Industrie Canada

INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE ET INVESTISSEMENT ÉTRANGER DIRECT

Par Steven Globerman, Université Western Washington, et
Daniel Shapiro, Université Simon Fraser

Document de travail n° 37
Décembre 2002

Données de catalogage avant publication de la Bibliothèque nationale du Canada

Globerman, Steven

Infrastructure politique nationale et investissement étranger direct

(Document de travail; no 37)
Texte en anglais et en français disposé tête-bêche.
Titre de la p. de t. addit.: National political infrastructure and foreign direct investment.
Comprend des références bibliographiques.
Publ. aussi sur l'Internet.
ISBN 0-662-66489-2
No de cat. C21-24/37-2002

1. Investissements étrangers -- Canada.
2. Développement économique.
3. Productivité.
I. Shapiro, Daniel M.
II. Canada. Industrie Canada.
III. Titre.
IV. Titre: National political infrastructure and foreign direct investment.
V. Coll.: Document de travail (Canada. Industrie Canada).

HG4538.G56 2002 332.67'3 C2002-980098-6F

Vous trouverez, à la fin du présent ouvrage, des renseignements sur les documents publiés dans le cadre du Programme des publications de recherche et sur la façon d'en obtenir des exemplaires. Des sommaires des documents de recherche, ainsi que le texte intégral des cahiers de recherche publiés dans les diverses collections d'Industrie Canada et de *MICRO*, notre bulletin trimestriel, peuvent être consultés sur *Strategis*, le service d'information commerciale en direct du Ministère, à l'adresse http://strategis.gc.ca.

Prière d'adresser tout commentaire à :

Someshwar Rao
Directeur
Analyse des investissements stratégiques
Analyse de la politique micro-économique
Industrie Canada
5e étage, tour Ouest
235, rue Queen
Ottawa (Ontario) K1A 0H5

Tél. : (613) 941-8187
Téléc. : (613) 991-1261
Courriel : rao.someshwar@ic.gc.ca

TABLE DES MATIÈRES

1. INTRODUCTION 1

2. RELATION EMPIRIQUE ENTRE L'IED ET LES ATTRIBUTS SOCIOPOLITIQUES 5
   - Enquêtes et autres opinions d'experts 5
   - Études économétriques 6

3. INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE 9

4. LA MESURE DE L'INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE 11

5. LA MESURE DES AUTRES VARIABLES 13

6. MODÉLISATION DES FLUX GLOBAUX D'IED ENTRANT ET SORTANT 15
   - Variables de contrôle 15
   - La variable dépendante 17
   - Spécification du modèle 18
   - Données et mesure 19
   - Multicolinéarité 21

7. ESTIMATION ET RÉSULTATS : LE MODÈLE GLOBAL 23
   - Le modèle de l'IED 23
   - Le modèle de l'IED sortant 27
   - Le Canada comme cas particulier 31

8. MODÉLISATION DES FLUX D'IED DES ÉTATS-UNIS 33
   - Données et mesure 34

9. ESTIMATION ET RÉSULTATS : LE MODÈLE DE L'IED DES ÉTATS-UNIS 37
   - Résultats 37
   - Résultats de la première étape 38
   - Résultats de la seconde étape 40
   - Décomposition des indices 42
   - Le Canada comme cas particulier 45

SOMMAIRE ET CONCLUSION 47

NOTES 51

BIBLIOGRAPHIE 57

PUBLICATIONS DE RECHERCHE D'INDUSTRIE CANADA 61

REMERCIEMENTS

Les auteurs voudraient remercier deux lecteurs anonymes pour les nombreux commentaires utiles qu'ils ont faits sur une ébauche antérieure.

1. INTRODUCTION

On affirme couramment que la performance économique d'un pays est déterminée, dans une large mesure, par son cadre politique, institutionnel et juridique (OCDE, 2001). Nous appelons ces institutions et politiques publiques l'infrastructure politique nationale (IPN) d'un pays. L'IPN est donc constituée des investissements axés sur un régime efficace de gouvernance politique, économique et juridique, lequel relève exclusivement de la responsabilité de l'État dans la plupart des pays[1].

L'infrastructure politique nationale d'un pays aide à définir son climat d'investissement et, ainsi, contribue à créer des conditions propices à la croissance économique. Des données empiriques récentes révèlent en effet que les écarts de croissance et de productivité entre pays sont liés aux différences observées dans leurs contextes politiques, institutionnels et juridiques (OCDE, 2001; Hall et Jones, 1999; Keefer et Knack, 1997; Knack et Keefer, 1995; Kaufman et coll., 1999b). Étant donné que le contexte d'investissement d'un pays influe à la fois sur les investisseurs nationaux et étrangers et qu'il a été démontré que l'investissement étranger direct (IED) favorise l'efficience dans le pays d'accueil, l'examen de l'incidence de l'IPN sur les écarts de flux d'IED entre pays représente un prolongement naturel de ces travaux. La présente étude porte donc sur le lien entre les mesures de l'infrastructure politique nationale et les flux d'IED.

Plus précisément, nous tentons de vérifier l'hypothèse selon laquelle l'IED sera attiré vers les régions qui offrent des IPN plus favorables, toutes choses égales par ailleurs. Nous faisons aussi valoir que les pays qui possèdent une infrastructure politique nationale plus favorable donneront naissance à un plus grand nombre d'entreprises multinationales (EM) et, par conséquent, enregistreront des sorties de capitaux plus importantes, de sorte que l'effet net sur les flux de capitaux pourra être incertain.

Nous appuyons nos hypothèses sur la théorie « éclectique » de l'IED (Dunning, 1980), qui énonce que les entreprises multinationales investissent dans des endroits attrayants à l'étranger en internalisant certains avantages propres à l'entreprise. Selon nous, l'un des facteurs qui contribuent à l'attrait d'un endroit est son infrastructure politique nationale. De même, un contexte intérieur qui protège les droits de propriété et favorise la transparence économique a plus de chance de promouvoir l'innovation et, partant, l'émergence d'avantages propres aux entreprises, lesquels susciteront des sorties de capitaux.

Il existe une documentation empirique relativement abondante sur les caractéristiques des endroits qui semblent soit attirer soit repousser les investisseurs étrangers[2]. Même s'il est plausible que, toutes choses égales par ailleurs, l'IED soit attiré vers les régions ayant une infrastructure politique plus favorable, la plupart des travaux publiés sur la question se sont intéressés aux déterminants économiques des flux d'IED entrant et il n'y a eu que peu d'études sur les flux de capitaux sortants. Il est vrai que la documentation consacrée aux affaires internationales a reconnu l'importance du risque politique inhérent à un pays (Kobrin, 1976). En conséquence, les analyses empiriques de l'IED incluent habituellement une variable quelconque pour tenir compte des différences de contexte politique entre pays (Tuman et Emmert, 1999; Mody et Srinivasan, 1998; Stevens, 2000; Bevan et Estrin, 2000; Morisset, 2000; Altomonte, 2000), quoique avec des résultats plutôt variables (Dawson, 1998)[3].

Il est difficile de faire des généralisations au sujet de l'incidence statistique des attributs de la gouvernance politique, en partie parce que ces attributs sont mesurés différemment dans différentes études. En outre, bien que de nombreuses études aient adopté des mesures étroitement liées à la notion d'infrastructure politique nationale, il n'y a pas encore eu de tentative systématique pour lier directement les mesures de l'IPN aux flux d'IED pour un large échantillon de pays. Il n'y a pas eu non plus beaucoup

de travaux consacrés à l'examen des éléments de l'infrastructure qui constituent des déterminants particulièrement robustes de l'IED.

Dans cette étude, nous utilisons des indices récemment élaborés pour examiner les effets de l'IPN sur les flux d'IED entrant et sortant, pour un vaste échantillon de 144 (maximum) pays développés ou en développement sur la période 1995-1997. Plus précisément, nous utilisons les six indices de gouvernance mis au point par Kaufman et coll. (1999a) pour mesurer l'infrastructure politique nationale. Ces six indices, décrits ci-dessous, recouvrent une gamme étendue de mesures institutionnelles et politiques et sont disponibles pour un grand nombre de pays. Ils englobent des mesures de certains facteurs que l'on retrouve rarement dans les travaux publiés sur l'IED, notamment la règle de droit, le cadre réglementaire et la corruption.

L'infrastructure politique nationale n'est pas la seule infrastructure qui puisse contribuer au bien-être économique et engendrer un climat favorable à l'IED. Les investissements axés sur le capital humain, l'infrastructure matérielle et l'environnement peuvent aussi jouer un rôle important. Dans le contexte de l'IED, l'absence d'une main-d'œuvre scolarisée et en santé peut constituer une importante cause de dissuasion à l'entrée d'investissements étrangers. De plus en plus, l'IED est à la recherche de compétences et d'efficience, et l'accès à une main-d'œuvre scolarisée et compétente devient essentiel[4]. Les données montrent qu'une population plus scolarisée contribue à attirer l'IED (Mody et Srinivasan, 1998) mais, à notre connaissance, le rôle de la santé n'a pas encore été exploré. De même, la réglementation environnementale peut accroître les coûts des entreprises et, ainsi, défavoriser l'IED. Par contre, un environnement propre peut signifier une meilleure qualité de vie et attirer l'IED. Jusqu'à maintenant, quelques études seulement ont lié les politiques de protection de l'environnement à l'IED (List, 2001; Smarzynska et Wei, 2001; Wheeler, 2001), mais elles ne révèlent pas une émulation systématique vers le bas en matière de politiques environnementales. Autrement dit, il n'y a pas de preuves concluantes de l'existence d'un lien négatif entre les flux d'IED entrant et des normes plus rigoureuses en matière d'environnement.

Dans cette étude, nous tenons compte des aspects du développement du capital humain et du régime environnemental à l'aide de l'indice du développement humain (HDI), mis au point par les Nations Unies, et de l'Environmental Sustainability Index (ESI) élaboré conjointement par l'Université Columbia, l'Université Yale et le Forum économique mondial. HDI est un indice composite du produit intérieur brut PIB par habitant, d'un indice de la scolarisation et d'un indice de l'état de santé. ESI évalue la durabilité de l'environnement à partir de diverses mesures.

L'objectif premier de l'étude est d'évaluer la contribution des attributs de l'infrastructure politique nationale à la détermination des flux d'IED entrant et sortant, et de comparer leurs effets à d'autres mesures de l'infrastructure non matérielle telles que la santé, l'éducation et l'environnement. Notre étude vise donc à évaluer l'importance de variables « non traditionnelles » dans un modèle relativement traditionnel du comportement de l'IED. Globalement, ces mesures sont souvent associées (directement ou indirectement) au concept plus général de la qualité de vie à un endroit en particulier. Les politiques qui influent sur la qualité de vie dans une région retiennent de plus en plus l'attention des décideurs publics qui souhaitent rendre leur région attrayante pour les investisseurs étrangers[5].

Afin d'examiner ces questions, nous employons deux ensembles de données sur l'IED, les deux correspondant à la période 1995-1997. Le premier mesure les flux totaux d'IED entrant et sortant pour un échantillon de 144 pays développés ou en développement (CNUCED, 2000). Le second est constitué de données du Bureau of Economic Analysis des États-Unis qui mesurent les flux d'IED américain entrant dans ces pays (bien que tous n'en aient pas reçu). Nous appelons le premier ensemble de données le modèle global et le second, le modèle américain.

Pour le modèle global, nous employons des techniques relativement familières pour estimer l'incidence de l'IPN sur le volume de capitaux entrants et sortants, en maintenant constants les autres facteurs, y compris ceux mentionnés précédemment. Dans le modèle global, tous les pays de l'échantillon reçoivent de l'IED. Dans le modèle américain, toutefois, plusieurs pays n'ont pas enregistré de flux d'IED en provenance des États-Unis durant la période visée par notre échantillon. Dans ce cas, nous employons donc une procédure d'estimation en deux étapes pour tenir compte de la possibilité que l'échantillon soit biaisé (Heckman, 1979). Nous estimons d'abord la probabilité qu'un pays reçoive des flux d'IED en provenance des États-Unis, puis nous estimons les déterminants du niveau de ces flux entrants. À la première étape, nous utilisons la méthode *probit* pour estimer la probabilité que les États-Unis investissent dans un pays. À la seconde étape, nous produisons des estimations des déterminants du niveau d'IED à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) (si ces flux sont positifs).

Dans les deux modèles, nous présentons des estimations distinctes de nos équations pour l'échantillon englobant les pays en développement et les pays développés, ainsi que pour l'échantillon englobant les pays développés uniquement. De plus, pour l'échantillon américain, nous examinons la possibilité que les déterminants de l'IED, en particulier l'importance de l'IPN, diffèrent d'une industrie à l'autre. Par conséquent, nous présentons des estimations distinctes pour les flux d'IED américain dans les industries de haute technologie.

En ce qui a trait au modèle global, nos résultats indiquent clairement que l'IPN est un important déterminant des flux d'IED entrant et sortant. Les résultats incitent à penser que les investissements axés sur l'infrastructure de gouvernance non seulement contribuent à attirer du capital, mais créent les conditions dans lesquelles les EM nationales peuvent se développer et investir à l'étranger. Il semblerait que les investissements axés sur l'infrastructure de gouvernance soient caractérisés par des rendements décroissants, de sorte que les avantages, en termes de flux entrants, sont plus marqués pour les petites économies et celles qui sont en développement. Pour ce qui est du modèle américain, les résultats font aussi ressortir l'importance de l'IPN, mais d'une façon un peu différente. L'infrastructure politique nationale est un facteur clé qui détermine si un pays reçoit, ou non, de l'IED en provenance des États-Unis, mais elle joue un rôle moindre pour ce qui est de déterminer le montant d'IED reçu par un pays.

L'étude est structurée comme suit. Dans la prochaine section, nous examinons la documentation pertinente sur l'IED. Dans la troisième section, nous définissons la notion d'infrastructure politique nationale et nous comparons notre définition à d'autres notions apparentées. Dans la quatrième section, nous examinons notre mesure de l'IPN et d'autres mesures que nous avons employées, notamment des mesures du développement humain et de la durabilité de l'environnement. Suivent, respectivement, les sections où nous décrivons le modèle de l'IED global, la technique d'estimation employée dans ce cas et les résultats connexes, puis le modèle de l'IED américain, la méthode d'estimation employée et les résultats obtenus. Enfin, la dernière section renferme un sommaire et des conclusions.

2. RELATION EMPIRIQUE ENTRE L'IED ET LES ATTRIBUTS SOCIOPOLITIQUES

Il existe une abondante documentation empirique consacrée aux déterminants de l'IED. La plupart des études publiées ne s'intéressent pas principalement à l'influence des éléments associés à l'IPN. On retrouve deux grandes catégories d'études qui traitent plus particulièrement de la relation entre les flux d'IED et les mesures de la qualité de vie, ou les attributs politiques. L'une englobe les enquêtes menées auprès de dirigeants de multinationales et de responsables gouvernementaux, où l'on recueille des opinions d'experts sur la pertinence des attributs politiques ou socioculturels. La seconde englobe les modèles économétriques des profils d'IED qui intègrent des variables socioculturelles ou politiques.

Enquêtes et autres opinions d'experts

Certaines enquêtes publiées font ressortir des données quelque peu contradictoires sur l'importance des déterminants socioculturels et politiques des tendances de l'IED. Dans une étude précoce, Piper (1971) a analysé les dossiers de l'USAID sur les enquêtes préalables à l'investissement menées auprès de dirigeants américains qui songeaient à faire des investissements à l'étranger dans le cadre de ce programme gouvernemental d'aide financière. L'auteur arrive à la conclusion que, sauf dans de rares exceptions, les variables politiques et sociales ont tendance à recevoir une pondération relativement faible dans la décision d'investir à l'étranger. Par contre, une autre enquête menée auprès de dirigeants américains, publiée à peu près à la même époque, attribue une importance non négligeable au contexte politique (Bennett et Green, 1972). Plus précisément, cette étude portait sur la relation entre la stabilité politique et l'IED axé sur la commercialisation — les activités de fabrication et de vente qui permettent de commercialiser des produits et services à l'étranger. Cette étude montre un lien positif notable.

Une autre enquête réalisée par le gouvernement des États-Unis, publiée vers le milieu des années 80, fait état des opinions de professionnels du développement industriel (Laszlo, 1984). Cette étude visait à isoler les variables jugées importantes par les investisseurs étrangers éventuels dans le choix d'un emplacement pour l'IED. Parmi les variables identifiées, il y avait (par ordre d'importance) les routes, la proximité des marchés, une fiscalité raisonnable, un climat de travail favorable, des coûts et des salaires raisonnables et des conditions de vie agréables. À la lumière des réponses recueillies, Laszlo arrive à la conclusion que la qualité de vie d'une collectivité joue un rôle important dans le choix d'un emplacement, notamment pour un investisseur étranger qui envisage d'y installer un nombre important de gestionnaires accompagnés de leur famille. Les aspects liés aux conditions de vie et aux services offerts par la collectivité qui revêtent une grande importance sont la qualité de l'enseignement public dans ou à proximité de la collectivité, la santé, les installations récréatives et culturelles, ainsi que la qualité et le coût du logement. Ces facteurs concourent tous à des conditions de vie agréables.

Plus récemment, Peterson, Malhota et Wagner (1999) ont fait connaître les réponses à une enquête réalisée auprès de dirigeants de multinationales japonaises pour connaître les raisons à l'origine des décisions prises par leur société d'établir des installations de production aux États-Unis. Les « mesures incitatives » arrivaient au bas de la liste des facteurs qui incitent les entreprises à investir aux États-Unis. En revanche, la « proximité de la clientèle » et la « qualité de vie » étaient les deux principaux facteurs cités par les répondants. Parmi les autres facteurs mentionnés, il y avait l'éducation et la formation, l'infrastructure matérielle, la réglementation commerciale et environnementale, ainsi que la stabilité budgétaire.

Une autre enquête récente, menée auprès de hauts dirigeants d'associations industrielles nord-américaines, visait à identifier les facteurs influant sur la mesure dans laquelle les entreprises sont disposées à investir au Canada (Forum des politiques publiques, 2000). Les répondants ont formulé des commentaires positifs au sujet de la qualité de la main-d'œuvre et du système universitaire au Canada comme raisons les incitant à investir au Canada. Cependant, la qualité de vie que l'on retrouve au Canada, y compris des villes relativement propres et sans criminalité, était considérée comme ayant peu d'impact sur les décisions des entreprises d'investir au Canada ou de déménager leurs avoirs canadiens. Les programmes sociaux du Canada n'ont pas non plus été cités comme un avantage ou un désavantage particulier pour les investisseurs commerciaux. Le principal facteur mentionné par les décideurs interviewés était la compétitivité du Canada. On pourrait conclure de ces réponses que la compétitivité du Canada n'est pas dictée dans une mesure importante par la qualité de vie du pays[6].

En résumé, les données d'enquête disponibles font ressortir un tableau ambigu de l'incidence des attributs politiques et socioculturels d'un pays sur les décisions en matière d'IED. Par contre, elles font ressortir l'importance de facteurs économiques plus traditionnels comme l'accès à une main-d'œuvre bien formée et scolarisée, et l'infrastructure matérielle représentée par les systèmes de transport et de communication. Dans une certaine mesure, l'ambiguïté au sujet de l'importance des attributs politiques et socioculturels pourrait être le reflet de différences dans la définition de ces attributs. Elle pourrait aussi traduire une influence indirecte de ces facteurs. Ainsi, les attributs politiques pourraient avoir une influence à la marge lorsque les facteurs économiques sont à peu près comparables d'un pays à l'autre. Ou encore, ils pourraient influer sur certains attributs de l'infrastructure économique tels que le capital humain[7]. Les enquêtes résumées dans ce qui précède ne visaient pas à isoler les interactions possibles entre les variables économiques et non économiques, ou encore les canaux indirects par lesquels les mesures de l'infrastructure non matérielle peuvent agir sur les tendances de l'IED.

Études économétriques

Les études économétriques constituent une deuxième grande source de données utiles sur les liens existant entre les attributs de l'infrastructure et les flux d'IED. Les études disponibles mettent généralement l'accent sur les déterminants économiques et soulignent l'importance particulière de la taille du marché comme déterminant des décisions de localisation de l'IED. Du même coup, les données au sujet de l'importance des variables non économiques sont beaucoup moins concluantes.

Kobrin (1976) a été l'un des premiers à intégrer explicitement des variables politiques, sociales et culturelles dans un modèle de choix de la localisation de l'IED. Une fois neutralisé l'effet de la taille du marché, le développement socioéconomique n'est pas ressorti comme une variable statistiquement significative dans l'explication de l'IED entrant[8]. Tel qu'indiqué précédemment, les études économétriques de l'IED tiennent habituellement compte des facteurs politiques d'une façon ou d'une autre. L'examen de la documentation fait par Dawson (1998) débouche sur la conclusion que les données disponibles au sujet de ce lien sont ambiguës. Ses propres travaux laissent penser que si la liberté économique est en corrélation étroite avec l'investissement entrant, ce n'est pas le cas des libertés politiques et civiles. Dans une veine connexe, Grosse et Trevino (1996) constatent que le risque politique associé au pays d'origine n'est pas un facteur influant significativement sur l'IED sortant des États-Unis, tandis que Morisset (2000) observe que le risque politique n'est pas lié à l'IED en Afrique. Par contre, Mauro (1995) constate qu'un degré élevé de corruption décourage l'investissement étranger dans un pays. Des données plus récentes incitent à penser que les facteurs politiques et institutionnels constituent d'importants déterminants de l'IED des entreprises américaines en Europe centrale (Bevan et Estrin, 2000; Altomonte, 2000) et en Amérique latine (Stevens, 2000), et des entreprises japonaises (Tuman et Emmert, 1999)[9].

Dans l'ensemble, il est difficile de faire des généralisations au sujet de l'incidence statistique de la qualité de vie et des attributs de la gouvernance politique. Les données ne révèlent pas systématiquement l'existence d'un lien significatif entre l'IED et ces attributs, en partie parce qu'ils sont mesurés différemment dans divers pays. Compte tenu des données économiques limitées et non concluantes sur les liens entre l'IED et les attributs non traditionnels de l'infrastructure, il semblerait opportun d'entreprendre des recherches supplémentaires.

3. INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE

En termes généraux, l'IPN englobe les institutions et les politiques publiques élaborées par les gouvernements pour servir de cadre aux relations économiques et sociales. Nous nous intéressons plus particulièrement aux éléments de l'IPN qui peuvent influer sur les décisions des entreprises multinationales en matière d'investissement. Une infrastructure politique « positive » engloberait par conséquent : un système juridique efficace, impartial et transparent qui protège la propriété et les droits individuels, des institutions publiques stables, crédibles et honnêtes, et des politiques gouvernementales propices à des marchés libres et ouverts. Ces conditions favorisent l'IED et, on peut le supposer, l'investissement intérieur privé, en protégeant les avoirs privés contre une appropriation arbitraire, directe ou indirecte. De même, ces conditions encouragent les investissements irrécupérables de la part des multinationales qui soutiennent une exploitation efficiente dans les pays d'accueil.

Notre définition de l'expression *infrastructure politique nationale* ressemble à celle de l'*infrastructure sociale*, employée par Hall et Jones (1999), dans la mesure où elle englobe les institutions et les politiques. Nous préférons notre expression parce qu'il est plus facile de la distinguer des notions connexes d'*infrastructure matérielle*, de *capital social* et de *capital humain*. Ainsi conçue, l'infrastructure politique nationale peut être mise en contraste avec l'infrastructure matérielle et le capital humain. L'infrastructure matérielle (publique) est habituellement considérée comme l'ensemble des investissements axés sur la construction et l'entretien des réseaux de communication, de transport et de services publics. Le capital humain correspond à des investissements moins concrets dans les gens, principalement l'éducation et la santé. Si l'éducation et la santé sont offerts par le gouvernement ou subissent l'influence de la politique publique, le capital humain peut être vu comme l'infrastructure humaine. De fait, Vining et Weimer (2001) emploient une définition étendue de l'infrastructure qui englobe tant le capital humain que l'infrastructure matérielle, en invoquant l'argument que les deux facilitent l'investissement et la croissance et qu'ils sont vulnérables aux déficiences du marché.

On peut aussi faire une distinction entre l'IPN et le capital social. Le capital social a trait aux réseaux et aux valeurs communes qui favorisent la coopération sociale, la confiance et, peut-être, la croissance économique (OCDE, 2001; Knack et Keefer, 1997). Contrairement à la plus grande partie du capital matériel et de l'infrastructure politique, le capital social réside dans les rapports sociaux. Dans la mesure où les transactions reposent sur des sanctions et la confiance (Humphrey et Schmitz, 1998), on peut penser que les sanctions (les recours juridiques, la réglementation) sont des éléments de l'infrastructure politique, tandis que la confiance est le fruit de normes morales et sociales. Néanmoins, le capital social et l'infrastructure matérielle et politique peuvent se chevaucher parce que le capital social peut englober des organisations publiques telles que les écoles ou les institutions gouvernementales (OCDE, 2001, chapitre 3). Il pourrait aussi être enrichi par des investissements dans l'infrastructure matérielle et politique, et dans le capital humain. À cet égard, certains indices montrent que l'existence du capital social (la confiance) est liée à une meilleure performance des institutions gouvernementales, y compris l'éducation publique (Knack et Keefer, 1997, p. 1253).

De fait, une mesure du capital social a été exclue de la présente étude pour deux raisons. Premièrement, il n'y a pas de consensus dans la documentation disponible sur la façon appropriée de spécifier le capital social dans les études traitant des écarts de performance entre des organisations ou des régions[10]. Deuxièmement et lié à la première raison, les réseaux de relations qui sous-tendent le capital social peuvent se constituer de nombreuses façons différentes. Il faudrait probablement agréger les diverses formes de réseaux de relations dans des indices plus vastes comparables aux indices de gouvernance. À cet égard, nous ne connaissons aucun « méta-indice » du capital social pouvant être exprimé de façon fiable, même pour un nombre limité de pays figurant dans notre échantillon.

L'exclusion du capital social peut contribuer à fausser les estimations des coefficients des variables d'infrastructure incluses dans nos modèles et, dans la mesure où le capital social a une corrélation systématique avec ces dernières, les travaux publiés jusqu'à maintenant nous renseignent peu sur la possibilité que le capital social et l'infrastructure de gouvernance soient en corrélation étroite, dans un sens positif ou négatif.

L'infrastructure politique nationale est liée aux mesures du risque inhérent à un pays couramment employées dans la documentation sur les entreprises internationales (Keefer et Knack, 1997; Mody et Srinivasan, 1998; Bevan et Estrin, 2000). Les agences privées d'évaluation du crédit arrivent habituellement à ces mesures en attribuant des coefficients de pondération à divers facteurs économiques, politiques et institutionnels qui définissent le climat d'investissement. Conceptuellement, ces facteurs ne sont pas très différents de ceux employés dans la définition de l'IPN. De fait, nous montrons ci-dessous qu'il y a une forte corrélation statistique entre nos mesures de l'IPN et une mesure couramment utilisée du risque inhérent à un pays. Quoi qu'il en soit, nous pouvons faire valoir que la mesure de l'IPN que nous employons est plus globale.

4. LA MESURE DE L'INFRASTRUCTURE POLITIQUE NATIONALE

Dans notre étude, l'infrastructure politique nationale est mesurée en fonction des six indicateurs de gouvernance estimés par Kaufmann, Kraay et Zoido-Lobaton (1999a et 1999b). Ces indices (que nous désignerons indices KKZL) décrivent divers aspects de la structure politique et de la structure de gouvernance d'un vaste échantillon de pays, y compris des mesures de l'instabilité politique, de la règle de droit, de la corruption, du fardeau de la réglementation, de l'expression et de la liberté politique, ainsi que de l'efficacité du gouvernement[11]. Ces indices ont été estimés (à l'aide d'un modèle de composantes latentes) en fonction de 31 indicateurs qualitatifs différents provenant de 13 sources, dont BERI, DRI/McGraw Hill, l'Heritage Foundation, la Banque mondiale, le Forum économique mondial et l'Economist Intelligence Unit. Ce sont, en un sens, des méta-indices qui englobent certaines des mesures employées dans les études antérieures. Les indicateurs agrégés provenant de diverses sources devraient fournir des mesures plus précises de la gouvernance que les indicateurs individuels. Un autre avantage est que ces mesures sont disponibles pour un échantillon exceptionnellement grand de pays (entre 145 et 158 pays). Pour ces raisons, nous croyons que les indices KKZL sont supérieurs aux autres indices qui ont été utilisés dans les études empiriques.

Un désavantage est que ces indicateurs sont estimés et, partant, vulnérables à des erreurs de mesure. Cependant, l'importance des erreurs de mesure peut elle-même être estimée, ce qui facilite l'interprétation du contenu « informatif » de chaque indicateur au sujet de la notion plus large de gouvernance (Kaufman et coll., 1999a). En outre, les indices ont une forte corrélation les uns avec les autres, de sorte qu'il est très difficile de tous les utiliser dans une même équation (tableau 1).
Par conséquent, nous avons élaboré une mesure agrégée, estimée comme première composante principale de ces six mesures. Nous appelons NPII cette mesure agrégée de l'infrastructure politique nationale.

Tableau 1
Matrice de corrélation : infrastructure de gouvernance et autres mesures
N = 144

	Moyenne (écart type)	HDI	GDPC	EDUC	LIFE	NPII	VOICE	INSTAB	GOV	REG	LAW	GRAFT	ESI
HDI	0,68 (0,19)	1,00											
GDPC	0,63 (0,25)	0,93	1,00										
EDUC	0,75 (0,18)	0,90	0,70	1,00									
LIFE	0,68 (0,18)	0,94	0,81	0,80	1,00								
NPII	0,01 (0,96)	0,69	0,69	0,53	0,60	1,00							
VOICE	0,06 (0,93)	0,59	0,59	0,50	0,52	0,85	1,00						
INSTAB	-0,02 (0,93)	0,64	0,66	0,52	0,58	0,88	0,67	1,00					
GOV	-0,02 (0,88)	0,63	0,69	0,44	0,55	0,95	0,75	0,78	1,00				
REG	0,07 (0,78)	0,51	0,56	0,37	0,44	0,84	0,73	0,66	0,75	1,00			
LAW	0,04 (0,92)	0,69	0,75	0,51	0,60	0,94	0,69	0,87	0,88	0,72	1,00		
GRAFT	-0,01 (0,90)	0,65	0,71	0,49	0,55	0,93	0,75	0,74	0,93	0,67	0,87	1,00	
ESI	49,49 (11,30)	0,65	0,62	0,61	0,53	0,78	0,73	0,63	0,72	0,64	0,67	0,75	1,00

Notes :
HDI est l'indice du développement humain publié par le Programme des Nations Unies pour le développement; nous avons utilisé la moyenne des années 1995 à 1997. HDI englobe trois mesures : le PIB par habitant (GDPC); l'éducation, mesurée par un indice combinant l'alphabétisation des adultes et les taux bruts d'inscription à l'enseignement primaire, secondaire et supérieur (EDUC); ainsi que l'espérance de vie à la naissance (LIFE). Cet indice varie de 0,0 à 1,0.

NPII est la première composante principale d'une série d'indicateurs de gouvernance estimés par Kaufmann, Kraay et Zoido-Lobaton (KKZL, 1999a) pour la Banque mondiale. Les indices KKZL sont eux-mêmes estimés à l'aide d'une agrégation de diverses mesures pour 1997. VOICE (expression et responsabilisation) englobe des mesures des libertés politiques et civiles et de la liberté de presse. INSTAB (instabilité politique et violence) englobe des mesures de la violence politique, du terrorisme et des conflits ethniques. GOV (efficacité du gouvernement) englobe des mesures de l'efficacité du gouvernement. REG (fardeau de la réglementation) englobe des mesures du degré de réglementation et d'ouverture des marchés, y compris les droits de douane et les restrictions à l'importation, à l'exportation et à l'IED. LAW (règle de droit) est une mesure qui englobe le coût de la criminalité, le respect des contrats et les droits de propriété. GRAFT (corruption) englobe des mesures de la corruption. Ces divers indices varient entre -2,5 et 2,5.

ESI est l'indice de durabilité de l'environnement, publié par le Consortium for International Earth Science Information Network (CIESIN), de l'Université Columbia; il a été élaboré par le Center for Environmental Law, de l'Université Yale, et le Forum économique mondial. L'indice ESI est fondé sur 22 facteurs qui contribuent à la durabilité de l'environnement, par exemple la qualité de l'air, la santé publique et la réglementation environnementale. Cet indice a été calculé à partir de données pour 2000, et sa valeur varie entre 0 et 100. Il est disponible uniquement pour 114 pays.

5. LA MESURE DES AUTRES VARIABLES

Afin de neutraliser l'effet de l'infrastructure matérielle et du capital humain, nous employons l'indice du développement humain (HDI) publié par les Nations Unies. Cet indice est maintenant disponible pour 168 pays, mais non pour chaque année. L'indice HDI est dérivé de trois sous-indices : PIB/population, alphabétisation et inscription scolaire, et espérance de vie à la naissance. Chacun de ces sous-indices est également disponible. Nous avons calculé la valeur moyenne de HDI pour 1995 et 1997. Les composantes santé et éducation sont des mesures directes du capital humain. La composante PIB/population est une mesure de la richesse que nous utilisons comme mesure approximative de la quantité d'infrastructure matérielle[12].

Du fait que ni l'indice HDI ni les indices KKZL ne mesurent directement la qualité de l'environnement ou la réglementation environnementale, nous employons aussi l'Environmental Sustainability Index (ESI) mis au point par le Forum économique mondial en collaboration avec l'Université Columbia et l'Université Yale. L'indice ESI est dérivé de 22 facteurs qui contribuent à la durabilité de l'environnement, dont la qualité de l'air, la réglementation en matière de santé publique et la réglementation environnementale. Par conséquent, cet indice traduit l'infrastructure environnementale sous la forme des choix de politique faits par les gouvernements, et le capital humain, dont témoignent les conditions de santé publique.

Nous traitons les indices HDI et ESI comme des mesures du capital humain et de l'infrastructure matérielle et environnementale, mais ils pourraient aussi mesurer les progrès accomplis sur le plan du développement. En conséquence, les trois indices (NPII, HDI et ESI) pourraient être liés entre eux. Ainsi, une gouvernance efficace pourrait constituer un déterminant du développement, tel que mesuré par l'indice HDI ou ESI[13]. Néanmoins, nous incluons ces mesures parce que les résultats sur le plan du développement sont aussi pertinents à tout examen des flux d'IED. La documentation sur l'IED laisse penser que la richesse du pays d'accueil (habituellement mesurée par le PIB par habitant) est un important déterminant des flux d'IED (Dunning, 1993). En outre, certaines données récentes indiquent que les décisions en matière de localisation prises par les investisseurs étrangers peuvent être influencées par des variables liées à la qualité de vie, dont l'une est le PIB par habitant (Peterson, Malhota et Wagner, 1999). Étant donné que le PIB par habitant n'est pas nécessairement une bonne mesure du bien-être ou de la qualité de vie (OCDE, 2001), les indices HDI et ESI peuvent servir de mesures à cet égard et, par conséquent, exercer un attrait sur l'IED.

Les moyennes et les coefficients de corrélation des principaux indices (NPII, HDI et ESI) et leurs composantes sont présentés au tableau 1[14]. Toutes les mesures montrent une corrélation assez élevée, mais les valeurs intra-groupes sont habituellement plus élevées que celles observées entre groupes. En particulier, les indices HDI et NPII ont une corrélation élevée avec les mesures de leurs composantes individuelles[15]. Par conséquent, il n'est pas approprié d'inclure les mesures des composantes individuelles dans l'équation d'estimation parce que cela n'ajouterait que peu d'information supplémentaire à celle obtenue en incluant uniquement les indices HDI et NPII.

Les indices HDI et NPII sont en corrélation ($r = 0,69$), ce qui n'est pas étonnant parce que HDI mesure vraisemblablement à la fois des intrants et des extrants. La variable ESI est celle qui montre la moins grande corrélation avec l'une ou l'autre mesure et c'est la seule variable tenant explicitement compte de la qualité de l'environnement. Cependant, elle n'est pas disponible pour un échantillon aussi grand de pays (122 au total, mais seulement 114 dans notre échantillon).

Nous avons expérimenté avec diverses combinaisons de sous-indices KKZL et HDI. À titre d'exemple, nous avons élaboré un indice du capital humain représentant la somme des sous-indices de l'éducation et de la santé de HDI. Cette variable révélait encore une forte colinéarité avec HDI et la composante PIB par habitant de cet indice. De même, nous avons élaboré une nouvelle variable à partir des indices KKZL représentant la somme des indices de l'efficacité du gouvernement, du fardeau de la réglementation et de l'efficacité du système juridique. Cette variable montrait aussi une forte colinéarité avec l'indice NPII et les autres indices KKZL.

Tel qu'indiqué précédemment, les indices KKZL sont estimés et, par conséquent, ils peuvent être vulnérables à des erreurs de mesure. Nous avons tenté d'évaluer leur fiabilité en les comparant à une mesure du risque politique publiée par le magazine *Institutional Investor*. Cette mesure est un indice composite dérivé de diverses sous-mesures, mais ses composantes ne sont pas publiées. Tel que noté également, cette mesure est souvent utilisée dans la documentation traitant de l'IED (Mody et Srinivasan, 1998; Bevan et Estrin, 2000). Les indices KKZL et leur première composante principale (NPII) ont tous une corrélation élevée avec la variable de risque de l'*Institutional Investor* — le coefficient de corrélation entre cette dernière variable et l'indice NPII est $r = 0,87$. Par conséquent, en dépit de la possibilité d'une erreur de mesure, il semblerait que les indices KKZL soient robustes, à tout le moins en rapport avec les jugements des « experts » sur les contextes politiques nationaux[16].

6. MODÉLISATION DES FLUX GLOBAUX D'IED ENTRANT ET SORTANT

La question fondamentale que nous voulons examiner est de savoir si l'infrastructure politique nationale, mesurée par l'indice NPII, agit sur les flux globaux d'IED entrant et sortant entre les pays. Du même coup, nous scruterons l'incidence de l'infrastructure matérielle, de l'infrastructure environnementale et du capital humain. Afin d'estimer les effets des variables qui nous intéressent, nous devons maintenir constantes les autres sources potentiellement importantes d'influence sur l'IED dans les limites de notre modèle minimaliste. Le modèle choisi pour estimer les flux d'IED entrant est spécifié par l'équation (1) :

(1) $\text{Ln FDI}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ Ln GDP}_{it-1} + \beta_2$ Indice de l'infrastructure politique nationale $(\text{NPII})_{it} + \beta_3$ Indice du développement humain $(\text{HDI})_{it-1} + \beta_4$ Indice de durabilité environnementale $(\text{ESI})_{it} +$ autres variables de contrôle et termes d'interaction $+ \varepsilon_{it}$.

Globerman et Shapiro (1999) ont affirmé que les flux d'IED entrant et sortant sont symétriques. L'hypothèse sous-jacente est que les flux de capitaux sortants peuvent être stimulés par les facteurs mêmes qui facilitent les flux de capitaux entrants. Plus précisément, une meilleure gouvernance favorise l'IED entrant, de même que les investissements en capital de façon générale. Certaines des entreprises performantes qui sont issues du processus d'investissement intérieur peuvent, à leur tour, investir à l'étranger lorsqu'elles deviennent des multinationales de calibre mondial. Ainsi, une meilleure gouvernance favorise l'investissement en capital et l'expansion des entreprises, qui sont associés à des niveaux plus élevés d'IED entrant et sortant. Par conséquent, la même spécification est utilisée pour estimer des équations dont les variables dépendantes sont les flux de capitaux sortants (Ln FDO) ou les flux nets de capitaux, définis par Ln $(\text{FDI}_{it} - \text{FDO}_{it})$. Dans ce qui suit, nous examinons plus en détail comment le modèle statistique a été sélectionné et spécifié.

Variables de contrôle

Un grand nombre de variables ont été envisagées comme déterminants possibles de l'IED entrant[17]. Cependant, il est étonnant de constater que très peu de variables sont systématiquement significatives dans tout l'éventail des études empiriques effectuées. Une variable qui ressort régulièrement comme significative est la mesure de la taille du pays hôte, habituellement représentée par le PIB réel[18]. Le lien théorique entre le PIB réel et les avantages sur le plan de la localisation est fort simple. Les coûts de distribution seront moins élevés si les installations de production et de distribution sont établies sur un plus grand marché — où se trouvent probablement la plupart des clients du vendeur. Un argument connexe est que tout regroupement des autres producteurs sur ce grand marché pourra engendrer des économies d'agglomération ou les accentuer. À leur tour, celles-ci abaisseront les coûts de l'ensemble des producteurs présents sur ce marché. La disponibilité de facteurs hautement spécialisés que l'on ne trouve pas sur les marchés de plus petite taille peut aussi constituer une source d'économies d'agglomération[19].

Les autres variables donnent des résultats moins cohérents. Tel qu'indiqué, le PIB par habitant est souvent employé comme mesure du niveau d'affluence des consommateurs d'un pays. Le problème soulevé par cette variable est qu'elle constitue aussi une mesure implicite des taux de rémunération parce que les niveaux de productivité sont en corrélation étroite avec les taux de rémunération et le PIB par habitant. Toutes choses égales par ailleurs, des taux de rémunération plus élevés décourageront l'IED entrant. De même, les taux de rémunération relatifs traduiront implicitement les écarts de productivité entre pays. Par conséquent, ils ne refléteront pas nécessairement les différences de coûts unitaires de main-d'œuvre qui, en principe, sont l'élément qu'elles visent à mesurer. Il n'est donc pas étonnant que le

PIB par habitant et les taux de rémunération relatifs soient souvent statistiquement non significatifs ou semblent prendre le « mauvais » signe dans les équations de régression de l'IED[20].

Nous suivons la tendance des travaux antérieurs en employant des variables de contrôle pour l'ouverture de l'économie (importations + exportations/PIB), les coûts de main-d'œuvre (traitements et salaires par employé dans le secteur manufacturier), la fiscalité (recettes fiscales du gouvernement/PIB), l'instabilité du taux de change (à l'aide d'une variable instrumentale classant le taux de change d'un pays comme étant fixe par rapport au dollar US, fixe par rapport à une autre monnaie, flottant sous contrôle ou flottant librement)[21] et trois mesures de l'infrastructure matérielle (nombre de sites Internet hôtes par 10 000 habitants; nombre de lignes téléphoniques principales par 1 000 habitants, et millions de kilowatt-heures d'électricité produits/PIB). Aucune de ces variables de contrôle, à l'exception du ratio du nombre de lignes téléphoniques, n'est ressortie comme étant statistiquement significative dans l'une ou l'autre des spécifications estimées. En outre, certaines de ces variables étaient disponibles pour un échantillon plus restreint de pays que celles éventuellement incluses dans le modèle.

Il n'est pas étonnant de constater que certaines variables n'agissent pas sur les flux d'IED, en dépit d'un certain soutien théorique et empirique dans la documentation. L'ambiguïté potentielle des mesures de la rémunération relative a été examinée précédemment. Quant aux écarts de fiscalité, la mesure conceptuellement appropriée pour faire une comparaison entre pays est le taux effectif marginal d'imposition. Ce taux diffère entre les secteurs industriels et est extrêmement difficile à mesurer (Chen, 2000). Des indicateurs plus larges (comme les recettes fiscales/PIB) ne mesurent pas l'incidence de la fiscalité à la marge. De même, il y a une variation considérable des taux d'imposition dans les grands pays, et des moyennes simples pourraient masquer la capacité d'une région particulière d'attirer l'IED. Enfin, toute aversion à l'égard des impôts élevés pourrait être atténuée par le lien qu'ils ont avec la présence d'infrastructures, qui sont hautement prisées des investisseurs internationaux.

Le fait que nous n'ayons pu identifier de lien entre les flux d'IED et la plupart des mesures de l'infrastructure matérielle ne concorde pas avec les résultats de travaux de recherche récents, qui ont tendance à montrer un effet positif et statistiquement significatif[22]. Dans notre cas, il se posait un problème de multicolinéarité entre les mesures de l'infrastructure matérielle et les mesures du PIB ou de HDI (principalement la composante PIB par habitant). Les pays plus grands et plus riches sont caractérisés par une infrastructure matérielle plus développée. À titre d'exemple, le coefficient de corrélation entre le nombre de lignes téléphoniques par habitant et HDI est r = 0,94. Lorsque nous régressons nos mesures de l'infrastructure matérielle sur l'IED en l'absence du PIB et de HDI, les résultats obtenus sont positifs et statistiquement significatifs. Ainsi, en pratique, il faudrait considérer que HDI mesure à la fois l'infrastructure matérielle et le capital humain.

De même, l'ouverture d'une économie, mesurée par le ratio des flux commerciaux au PIB, devrait être liée au cadre juridique et politique du pays hôte — lui-même un facteur d'attraction de l'investissement des entreprises. Même si les variables du commerce ne sont jamais ressorties comme significatives, l'indice du fardeau de la réglementation (REG) de NPII est, dans une large mesure, un indicateur de l'ouverture car il englobe des mesures telles que les droits tarifaires et d'autres restrictions au commerce, entraînant une colinéarité entre la mesure du commerce et l'indice NPII. Nos résultats indiquent en effet que les économies ouvertes attirent l'IED.

La relation entre l'IED et le taux de change est plus complexe. La question pertinente est de savoir si une plus grande volatilité du taux de change entrave l'IED. À première vue, il semble qu'il en soit ainsi parce que les investisseurs qui ont une aversion pour le risque considèrent probablement une telle volatilité comme un coût direct (s'ils recourent à des opérations de couverture pour atténuer la volatilité) ou comme un coût indirect (si ce risque ne fait pas l'objet d'une couverture). Cependant, dans la mesure où une multinationale est présente dans divers régimes de taux de change, la volatilité d'une

monnaie pourrait en réalité réduire la volatilité globale des flux de trésorerie de l'entreprise. Il en sera ainsi, par exemple, si les mouvements d'une monnaie ont une corrélation faible, ou négative, avec ceux des monnaies des autres pays où est établie la multinationale. Dans ce cas, la volatilité monétaire pourrait être grandement atténuée pour les multinationales dont les exploitations recouvrent tout un « panier » de devises. Bref, la théorie ne montre pas clairement comment l'ouverture au commerce et la volatilité des taux de change agissent sur les flux d'IED, et nos résultats pourraient refléter cette ambiguïté théorique.

La variable dépendante

Plusieurs questions conceptuelles surgissent en ce qui a trait à la spécification de la variable dépendante, notamment : 1) Devrions-nous employer les stocks ou les flux d'IED? 2) Devrions-nous utiliser les valeurs réelles ou nominales de l'IED?

Pour ce qui est de la première question, s'il y a des flux d'IED entrant et sortant depuis déjà quelque temps, des variations récentes et relativement importantes de l'IED pourraient ne pas être perceptibles en utilisant des données sur les stocks d'IED. Autrement dit, les changements dans le stock d'une année à l'autre sembleront plutôt modestes lorsque la base accumulée est importante. Il pourra donc être difficile d'identifier les facteurs empiriques qui influent sur la valeur du stock d'IED compte tenu des fluctuations relativement limitées de la variable dépendante qui représente le stock d'IED. En outre, les données sur les stocks d'IED ne sont pas calculées de la même façon par tous les pays (CNUCED, 1998, appendice B), ce qui pourrait engendrer des erreurs de mesure. Qui plus est, le comportement de l'IED entrant et sortant est mesuré plus fidèlement par les flux que par les stocks.

Enfin, les indices IPN, HDI et ESI ne sont disponibles que pour les années relativement récentes. Il ne serait pas approprié de lier les valeurs des stocks d'IED, accumulées au cours des décennies antérieures, aux valeurs récentes des indices pertinents puisque les valeurs des stocks traduisent vraisemblablement des influences historiques qui ne sont pas nécessairement captées par nos variables indépendantes. Même si nous faisons valoir plus loin que les divers indices sont relativement stables à court terme, il serait téméraire de supposer qu'ils le sont sur plusieurs décennies.

En ce qui a trait à la seconde question, la valeur comptable de l'IED dans un pays peut différer de la valeur réelle (marchande), à cause de l'inflation et des rajustements imparfaits visant à tenir compte de l'inflation en convertissant les monnaies en dollars US. Dans la mesure où les valeurs réelles de l'IED dépassent les valeurs nominales (comptables), les stocks d'IED des pays qui reçoivent ces investissements depuis déjà assez longtemps sont sous-estimés par rapport aux stocks des pays qui n'ont accueilli que récemment d'importants volumes d'IED.

À vrai dire, nous ne disposons pas de déflateurs de prix explicites pour les stocks d'IED, et l'utilisation des déflateurs de prix des biens en capital intérieurs pour ces stocks pourrait ne pas être une méthode plus fiable que d'utiliser les valeurs comptables (Bellak et Cantwell, 1996). Les données pour les États-Unis montrent aussi que le choix de la méthode d'évaluation peut avoir un effet marqué sur la mesure de l'IED. Ainsi, en utilisant la méthode du coût courant pour évaluer l'IED entrant et sortant des États-Unis sur la période 1982-1989, on constate que le stock d'IED sortant a augmenté de 43 p. 100, comparativement à 17 p. 100 environ en utilisant les valeurs basées sur le coût historique. Cependant, en utilisant une méthode d'évaluation reposant sur la valeur marchande, l'augmentation du stock d'IED aurait été de plus de 250 p. 100 au cours de la même période (Landefeld et Lawson, 1999). Manifestement, les mesures absolues de l'IED peuvent être très sensibles au choix de la méthode d'évaluation. Par contre, les effets mesurés des variables indépendantes peuvent ne pas être très sensibles à la spécification de la variable dépendante mesurant l'IED. Ainsi, il semble y avoir peu d'écart entre

l'une et l'autre spécification, du moins dans les modèles des flux d'IED entrant et sortant du Canada (Globerman et Shapiro, 1999).

Spécification du modèle

Dans la spécification du modèle, les flux d'IED et le PIB sont mesurés en logarithmes, le coefficient du PIB mesurant l'élasticité des flux d'IED. Compte tenu du niveau du PIB, l'attrait d'un pays pour les investisseurs étrangers dépendra de l'étendue et de la nature de son infrastructure et de sa qualité de vie.

D'autres spécifications que l'équation (1) ont été envisagées et testées. En particulier, nous avons estimé des modèles où la variable dépendante est le ratio de l'IED (entrant ou sortant) au PIB et où le terme Ln GDP ne figure pas parmi les variables explicatives. Cette spécification a été rejetée parce que la variable dépendante est habituellement regroupée dans un intervalle étroit; cette variation restreinte produit des estimations paramétriques très peu fiables et un pouvoir explicatif limité, avec la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires ou la méthode d'estimation *tobit*. Nous avons aussi calculé et employé comme variable dépendante la transformation logistique du ratio de l'IED au PIB. Cette spécification a produit des résultats semblables à ceux décrits ci-dessous. En fait, il n'y a presque aucune différence dans le niveau de signification des variables explicatives, et l'utilisation de cette spécification ne change aucune de nos conclusions.

Nous avons également estimé des modèles où la variable dépendante est la proportion de l'IED global reçu par un pays (PFDI) ou la transformation logistique de PFDI. Ces mesures affichent une corrélation élevée avec la variable Ln FDI, témoignant d'une certaine indifférence quant au choix à faire entre les variables. Les résultats sont en fait assez similaires, peu importe la façon dont la variable dépendante est mesurée. Par conséquent, nous présentons uniquement les résultats de la spécification logarithmique (naturelle), où le PIB est aussi exprimé en logarithmes naturels. Cette spécification offre plus de souplesse parce qu'elle permet d'estimer l'élasticité de l'IED par rapport au PIB et d'inclure comme variable explicative la mesure décalée du PIB.

Pour ce qui est des variables indépendantes, nous sommes arrivés à la spécification finale en éliminant toutes les variables de contrôle qui n'étaient pas statistiquement significatives dans les estimations préliminaires ou qui affichaient une multicolinéarité extrême (par exemple, le nombre de lignes téléphoniques par habitant). Tel que noté précédemment, peu d'autres variables de contrôle pour lesquelles des données étaient disponibles sont ressorties comme étant statistiquement significatives, à l'exception du PIB par habitant. Étant donné que le PIB par habitant fait déjà partie de l'indice HDI, nous avons utilisé une variable de contrôle uniquement pour le PIB (mesuré en logarithmes) dans les résultats présentés. Les tests F standard indiquent que ce modèle est préférable aux autres qui incluent aussi les variables de contrôle examinées précédemment[23].

La spécification simple exprimée par l'équation (1), sans termes d'interaction, a été soumise au test de spécification RESET (examiné ci-dessous). Lorsque la spécification a échoué au test RESET, nous avons envisagé des spécifications où les indices NPII, HDI et ESI sont en interaction avec le terme Ln GDP[24]. Nous présentons les résultats pour les cas où l'inclusion du (des) terme(s) d'interaction a permis à la spécification de passer le test RESET. Lorsque cela était possible, nous avons décalé les variables indépendantes par rapport à la variable dépendante. La mesure des variables est examinée dans la section qui suit.

Données et mesure

Les sources et la mesure de toutes les variables sont présentées sommairement au tableau 2. Nous avons pu mesurer la plupart des variables pour un échantillon de 144 pays. La variable ESI n'était disponible que pour 114 pays, tandis que seulement 98 pays enregistraient les flux d'IED sortant. Au moment où nous avons rassemblé nos données, 1997 était la dernière année pour laquelle des données sur l'IED étaient disponibles. L'utilisation des données sur les flux d'IED pour une seule année peut toutefois donner des résultats trompeurs, notamment pour les petits pays où une seule transaction peut engendrer des variations temporaires et parfois importantes dans les flux d'IED enregistrés durant une année, y compris des valeurs négatives. Afin de limiter au minimum cette possibilité, nous avons calculé la moyenne des données sur l'IED pour la période 1995-1997. De même, les mesures de l'indice NPII n'étaient disponibles que pour une année (1997), tandis que les données sur l'indice HDI n'étaient pas disponibles pour chaque année, ce qui a limité la mesure dans laquelle nous avons pu élaborer un ensemble de données temporelles utile.

De fait, la plupart des variables pertinentes employées dans la présente étude affichent une stabilité temporelle remarquable. À titre d'exemple, les flux d'IED entrant pour 1995 et 1996 ont un coefficient de corrélation simple de 0,975. Le coefficient de corrélation des flux d'IED entrant pour 1996 et 1997 est de 0,986. Il y a aussi une corrélation étroite entre les flux d'IED d'une année à l'autre. Ainsi, le coefficient de corrélation entre l'IED sortant pour 1995 et 1996 est de 0,965. Pour 1996 et 1997, le coefficient de corrélation simple est de 0,981.

Les principales variables indépendantes sont aussi fortement corrélées au cours de la période d'échantillonnage, qui correspond au milieu des années 90. À titre d'exemple, l'indice du développement humain (HDI) calculé pour 1995 a un coefficient de corrélation simple de 0,979 avec le même indice calculé pour 1997. Le sous-indice mesurant la scolarisation en 1995 a un coefficient de corrélation simple de 0,992 avec le même indice pour 1997. Enfin, le PIB réel en 1995 a un coefficient de corrélation de 0,999 avec le PIB réel de 1997.

En résumé, les valeurs des variables dépendantes et indépendantes pertinentes des modèles du comportement de l'IED changent assez lentement dans le temps[25]. En conséquence, même si les ajustements aux fluctuations des variables indépendantes ne se produisent pas immédiatement, on peut affirmer que les écarts par rapport à l'équilibre sont habituellement modestes, du moins relativement au comportement passé de l'IED. Des déviations discrètes importantes à court terme par rapport aux valeurs d'équilibre — pour la variable dépendante et les variables indépendantes — seraient probablement associées à des coefficients de corrélation beaucoup moins élevés d'une année sur l'autre que ceux de notre échantillon (présentés ci-dessus). En conséquence, les distributions transversales des variables pertinentes peuvent, pour la période correspondant à notre échantillon, représenter une approximation raisonnable d'un équilibre stationnaire. Étant donné la corrélation élevée entre les valeurs des variables dépendantes pour notre échantillon de pays, le choix particulier de l'année (ou des années) pour ces variables ne semble pas avoir une importance critique.

Tableau 2
Modèle de l'IED global
Variables, définitions et sources des données

Variable	Définition	Source
FDI	Flux d'IED entrant, en dollars US, moyenne de 1995-1997.	ONU, Rapport sur l'investissement dans le monde, 1998
FDO	Flux d'IED sortant, en dollars US, moyenne de 1995-1997.	ONU, Rapport sur l'investissement dans le monde, 1998
FDIN	Flux nets d'IED (flux d'IED entrant moins flux d'IED sortant), moyenne de 1995-1997.	ONU, Rapport sur l'investissement dans le monde, 1998
GDP	PIB réel, en dollars US de 1990, moyenne de 1994-1996.	ONU, Annuaire statistique, 1999
HDI	Indice du développement humain, moyenne de 1995-1997. L'indice englobe GDPCI, EDUCI et LIFEI.	Programme des Nations Unies pour le développement, diverses années
GDPCI	Indice du PIB par habitant, qui mesure le niveau de vie, moyenne de 1995-1997.	Programme des Nations Unies pour le développement, diverses années
EDUCI	Indice de l'éducation, qui combine l'alphabétisation des adultes et les taux d'inscription à l'enseignement primaire, secondaire et supérieur, moyenne de 1995-1997.	Programme des Nations Unies pour le développement, diverses années
LIFEI	Indice de l'espérance de vie à la naissance, moyenne de 1995-1997.	Programme des Nations Unies pour le développement, diverses années
NPII	Première composante principale des indices de gouvernance (LAW, INSTAB, REG, GOV, GRAFT, VOICE) élaborés par Kaufmann et coll. (1997a).	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a, disponible sur le site : http://www.worldbank.org/wbi/governance/datasets.htm#dataset
LAW	Indice de la règle de droit, qui mesure le respect des contrats, les droits de propriété, le vol et la criminalité, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
INSTAB	Indice de l'instabilité politique et de la violence, qui mesure les conflits armés, les désordres sociaux, les tensions ethniques, les menaces terroristes, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
REG	Indice du fardeau de la réglementation, qui mesure l'intervention de l'Etat, la politique commerciale, les restrictions visant le capital, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
GOV	Indice de l'efficacité du gouvernement, qui mesure les formalités et la bureaucratie, le gaspillage dans l'appareil gouvernemental, l'infrastructure publique, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
GRAFT	Indice de la corruption, qui mesure la corruption parmi les responsables publics et privés, l'étendue de ces pratiques, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
VOICE	Indice de l'expression et de la responsabilisation, qui mesure les libertés civiles, les droits politiques, la liberté de presse, l'équité du système juridique, etc.	Kaufmann et coll., Banque mondiale, 1999a
ESI	Indice de la durabilité de l'environnement pour 2000, qui mesure la qualité du système environnemental.	Disponible sur le site : www.ciesin.columbia.edu/indicators/ESI

Dans la mesure du possible, nous avons tenté de mesurer les variables indépendantes pour une période antérieure. Le PIB est mesuré en dollars US et nous avons employé la moyenne de la période 1994-1996. La variable du PIB a été décalée, tant pour tenir compte des retards d'ajustement que pour atténuer le biais pouvant découler du fait que la variable dépendante (FDI) contribue à engendrer un PIB plus élevé. Nous avons calculé la moyenne de l'indice HDI et de ses sous-indices pour les années 1995 et 1997. L'indice NPII et ses sous-indices n'étaient disponibles que pour 1997, mais on peut douter que leurs valeurs changent beaucoup sur une période relativement brève. L'année la plus récente pour laquelle il y avait des données sur l'indice ESI était 2000, mais on peut douter aussi que cet indice change rapidement. Bien entendu, il serait préférable de décaler toutes les variables explicatives (ou du moins de tester les décalages appropriés), mais les contraintes de données ne nous ont pas permis de le faire.

Nous arrivons à la conclusion qu'un échantillon de pays devrait nous permettre de repérer toute relation à long terme entre l'IED et les attributs de l'infrastructure. Étant donné que les valeurs de l'IED ont aussi une corrélation élevée d'une année sur l'autre pour la période du milieu des années 90 — comme c'est le cas des valeurs des variables indépendantes — il ne semble pas nécessaire d'estimer différents sous-ensembles dans le temps. Un seul sous-ensemble, pour lequel nous calculons la moyenne des variables pertinentes sur la période échantillonnée, semble constituer une procédure de modélisation suffisamment robuste dans le cas présent.

Multicolinéarité

En dépit de la simplicité du modèle de base, il subsiste un problème potentiel découlant des corrélations croisées entre les variables indépendantes qui nous intéressent. En plus des corrélations entre les variables d'infrastructure présentées au tableau 1, il y a une corrélation entre Ln GDP et HDI ($r = 0,92$) et entre Ln GDP et NPII ($r = 0,69$). Ces corrélations illustrent la difficulté potentielle d'identifier statistiquement l'influence de certaines mesures d'infrastructure particulières dans les modèles de l'IED qui incluent des variables économiques traditionnelles comme le PIB. Il est difficile de dire à quel niveau la corrélation pourrait susciter des problèmes de multicolinéarité. Si nous adoptons la règle approximative de Klein, selon laquelle le R^2 des variables corrélées devrait être inférieur à celui de l'équation estimée, alors une corrélation de 0,8 ou plus entre toute paire de variables indépendantes pourrait s'avérer problématique.

7. ESTIMATION ET RÉSULTATS : LE MODÈLE GLOBAL

Le modèle de l'IED

Les principaux résultats obtenus avec le modèle global de l'IED sont présentés aux tableaux 3 et 4. Chaque équation présentée a été estimée par la méthode des MCO, avec erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité. La variable dépendante est exprimée en logarithmes, comme d'ailleurs le PIB. Les autres variables (HDI, NPII, ESI) sont des indices et n'ont pas été transformées. Nous avons vérifié la présence d'une erreur de spécification à l'aide d'une série de tests RESET (à une et à deux puissances). Pour l'échantillon complet (défini précédemment), nous avons constaté qu'une équation renfermant uniquement la variable NPII échouait au test RESET (à une puissance) dans tous les cas, mais passait ce test confortablement lorsque l'indice NPII était en interaction avec la variable Ln GDP. La conséquence de ce résultat sera examinée plus loin. Toutes les autres équations ont réussi le test RESET.

Nous étions aussi préoccupés au sujet des erreurs de mesure, notamment pour les variables de gouvernance. Ces variables ont été estimées par Kaufmann et coll. (1999a), et chaque observation comporte donc une erreur-type. Pour chacune des variables KKZL, nous avons pris le ratio de l'erreur type à l'estimation de la moyenne et nous avons inclus une variable instrumentale dans les équations où ce ratio prenait une valeur extrême (supérieure à deux) pour toute mesure. L'inclusion de cette variable instrumentale n'a pas changé les résultats présentés ci-dessous.

Le tableau 3 renferme les résultats pour l'échantillon complet de pays (n = 144), ainsi que pour un échantillon excluant les membres de l'OCDE, Hong Kong et Singapour (n = 115). Ce dernier est appelé l'échantillon des économies en développement ou en transition. Parce qu'il y avait moins d'observations pour l'indice ESI et un échantillon de plus petite taille, nous présentons deux ensembles de résultats pour chaque échantillon : l'un pour l'échantillon le plus vaste possible (n = 144 et n = 115) en excluant l'indice ESI, et l'autre pour un échantillon restreint (n = 114 et n = 86) comprenant l'indice ESI.

Pour l'échantillon complet, le premier modèle (1) présenté au tableau 3 est une régression simple de la variable Ln FDI sur Ln GDP (avec décalage d'une période). Ce modèle produit un pouvoir explicatif étonnamment élevé pour l'estimation transversale ($R^2 = 0,64$), ce qui laisse penser que le PIB agit comme variable de contrôle pour toute une série de facteurs économiques. Le coefficient du terme PIB est fortement significatif et évoque une élasticité non statistiquement différente de l'unité. Lorsque nous ajoutons HDI, NPII et l'interaction entre NPII et la variable Ln GDP (modèle 2), ou encore ces variables plus l'indice ESI (modèle 4), le pouvoir explicatif des équations augmente. Cependant, la seule variable statistiquement significative dans les deux équations est NPII (positif) et son interaction avec Ln GDP (négatif, bien que significatif seulement au niveau de confiance de 10 p. 100 dans le modèle 4)[26].

Cette spécification laisse penser que si des améliorations sur le plan de la gouvernance peuvent contribuer à attirer l'IED, elles le font à un taux décroissant. Autrement dit, les améliorations sur le plan de la gouvernance comportent des « rendements décroissants », de sorte que les effets les plus importants sont ressentis par les économies de plus petite taille (qui sont habituellement plus pauvres). Ainsi, les pays plus grands et plus riches ont moins à gagner (à la marge) des améliorations apportées sur le plan de la gouvernance que les économies plus petites et plus pauvres. L'effet moins prononcé sur l'IED des mesures visant à améliorer la gouvernance dans les plus grands pays pourrait être un artéfact statistique de la variation relativement limitée de l'indice de gouvernance parmi les pays développés. Pour évaluer cette possibilité, nous avons calculé les écarts types de la variable NPII pour l'échantillon complet de pays,

ainsi que pour l'échantillon des économies en développement ou en transition. Nous avons constaté que l'écart type de la variable NPII pour ce dernier échantillon était *inférieur* à celui de l'échantillon complet. À cet égard, l'effet plus restreint de la gouvernance sur l'IED à mesure qu'augmente le PIB semble offrir un sujet prometteur pour la recherche future. Une interprétation possible de cette observation est que les investisseurs sont plus enclins à assumer les coûts liés à des facteurs comme la bureaucratie gouvernementale et une réglementation plus coûteuse lorsque les autres avantages potentiels (représentés par la taille du marché) sont élevés.

Tableau 3
Résultats de régression, flux d'IED entrant
Variable dépendante : Ln FDI

	Ensemble des pays Variable dépendante : Ln FDI					Économies en développement ou en transition Variable dépendante : Ln FDI				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ln GDP	0,951*** (0,059)	0,826*** (0,080)	0,764*** (0,062)	0,791*** (0,085)	0,737*** (0,070)	0,893*** (0,088)	0,903*** (0,093)	0,845*** (0,078)	0,862*** (0,107)	0,861*** (0,085)
Indice du développement humain (HDI)		-0,374 (0,881)		0,874 (0,872)			-0,328 (0,850)		0,470 (0,798)	
Indice de l'éducation (EDUC)			1,190** (0,556)		2,068*** (0,669)			1,183*** (0,570)		1,703*** (0,689)
Indice de l'infrastructure politique (NPII)		2,083*** (0,735)		1,525** (0,774)			0,969*** (0,219)		0,569*** (0,209)	
Indice de la réglementation (REG)			1,101*** (0,156)		1,076*** (0,214)			1,080*** (0,173)		1,043*** (0,239)
Indice de la durabilité de l'environnement (ESI)				0,005 (0,015)	-0,021 (0,014)				0,023 (0,019)	-0,009 (0,020)
Ln GDP*NPII		-0,124** (0,062)		-0,090* (0,049)						
Constante	-3,857*** (0,587)	-2,260*** (0,644)	-2,980*** (0,549)	-2,635** (0,930)	-3,636*** (0,821)	-3,413*** (0,806)	-2,980*** (0,732)	-3,698*** (0,697)	-4,456** (1,124)	-4,208*** (1,106)
R^2	0,64	0,73	0,78	0,72	0,78	0,49	0,61	0,68	0,61	0,69
n	144	144	144	114	114	115	115	115	86	86

Les chiffres entre parenthèses sont les erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité (White).
*** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,01$.

Tableau 4
Coefficients de régression, sous-indices NPII et HDI
Variable dépendante : Ln FDI

	(1)		(2)	
	Ensemble des pays		Économies en développement ou en transition	
	Coefficient (erreur-type)	R^2	Coefficient (erreur-type)	R^2
HDI	2,890*** (0,943)	0,67	2,095*** (0,740)	0,52
PIB par habitant[1]	1,674*** (0,569)	0,66	1,194*** (0,606)	0,50
Éducation[1]	2,365*** (0,604)	0,67	1,960*** (0,616)	0,52
Espérance de vie[1]	2,142*** (0,747)	0,66	1,642*** (0,768)	0,50
ESI[3]	0,037*** (0,011)	0,69	0,053*** (0,016)	0,58
NPII	0,744*** (0,136)	0,73	0,930*** (0,182)	0,61
Règle de droit[2]	0,609*** (0,161)	0,69	0,640*** (0,211)	0,54
Expression et responsabilisation[2]	0,669*** (0,144)	0,71	0,795*** (0,164)	0,58
Instabilité politique/violence[2]	0,649*** (0,157)	0,70	0,638*** (0,197)	0,56
Efficacité du gouvernement[2]	0,748*** (0,146)	0,71	0,909*** (0,225)	0,57
Fardeau de la réglementation[2]	1,119*** (0,154)	0,77	1,105*** (0,198)	0,69
Corruption[2]	0,595*** (0,136)	0,68	0,721*** (0,218)	0,57
n	144		114	

Les chiffres entre parenthèses sont les erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité (White).
Chaque équation renferme un terme constant non reproduit et Ln GDP.
*** $p < 0,001$.
[1] Variable entrant dans l'indice HDI.
[2] Variable entrant dans l'indice NPII.
[3] Pour cette variable, n = 114 pour l'échantillon complet de pays et n = 86 pour l'échantillon des économies en développement ou en transition.

Les coefficients des variables HDI et ESI ne sont pas statistiquement significatifs dans ces spécifications, bien que chacune soit significative et positive lorsqu'elle y figure individuellement (avec Ln GDP). Il y a des raisons de se préoccuper de la possibilité que la colinéarité entre les variables indépendantes nuise à une estimation fiable des coefficients individuels. Certaines preuves indirectes du fait que l'indice HDI exerce une influence statistiquement significative sur l'IED apparaissent lorsque nous substituons la composante éducation de HDI à la variable HDI, et la composante réglementation de la variable NPII à la variable NPII (modèles 3 et 5). Le coefficient de corrélation simple entre REG et EDUC (r = 0,37) est inférieur au coefficient de corrélation simple entre HDI et NPII (r = 0,69) et à celui de toute autre combinaison de sous-indices. Les sous-indices REG et EDUC affichent une corrélation moins forte avec les variables NPII et HDI que les autres sous-indices.

Les équations 3 et 5 ont un pouvoir explicatif plus grand et les coefficients des variables EDUC et de REG sont positifs et statistiquement significatifs. Ce résultat incite à penser que l'indice HDI est plus affecté par un problème de colinéarité avec l'indice NPII que les composantes individuelles de HDI. Quoi qu'il en soit, le résultat observé pour la variable EDUC incite à penser que l'infrastructure de l'éducation favorise l'IED de la façon prévue. Comme auparavant, l'indice ESI est statistiquement non significatif.

Afin d'évaluer la possibilité que le stade de développement d'un pays, en tant que caractéristique distincte de la taille d'un pays, conditionne la relation entre l'IED et les mesures de l'infrastructure, nous avons examiné un sous-échantillon d'économies en développement ou en transition (l'échantillon complet moins les membres de l'OCDE (en 1996), Hong Kong et Singapour)[27]. Les résultats sont présentés aux colonnes 6 à 10 du tableau 3. Une différence entre ces résultats et ceux obtenus pour l'échantillon complet est que le terme d'interaction entre NPII et Ln GDP n'est jamais statistiquement significatif dans les équations d'estimation pour l'échantillon plus restreint de pays, tandis que la version non interactive a passé le test RESET. En conséquence, aucune spécification interactive n'est présentée ici.

Bien que le pouvoir explicatif des équations estimées pour les économies en développement soit plus faible que pour l'échantillon complet, les estimations des coefficients et les niveaux de signification sont comparables. Le résultat montrant que l'impact de la gouvernance politique ne diminue pas avec la taille d'un pays en développement nous incite à penser que ces pays pourraient profiter davantage, à la marge, que les pays plus riches des améliorations apportées sur ce plan. Il est aussi utile de noter que nous n'avons relevé aucune indice montrant que les flux d'IED sont attirés vers les économies en développement caractérisées par de piètres conditions environnementales[28].

Signalons également que, pour les deux échantillons, nous avons estimé diverses spécifications portant sur des combinaisons variées des principaux indices (NPII, HDI et ESI) et sous-indices. Nous avons déjà établi que les composantes individuelles des indices plus vastes, par exemple EDUC et REG, ont un lien positif avec les flux d'IED. Afin d'examiner l'effet potentiel des autres composantes des indices HDI et NPII, nous avons estimé des équations qui renfermaient diverses combinaisons de Ln GDP, des sous-indices de HDI et NPII, et l'interaction entre Ln GDP et un sous-indice de l'infrastructure. Les résultats montrent qu'aucun terme d'interaction n'est statistiquement significatif pour l'un ou l'autre des sous-indices et que, lorsque tous les sous-indices sont présents dans une équation, seulement deux variables sont statistiquement significatives (et positives) : l'éducation et le fardeau de la réglementation. En outre, l'efficacité du gouvernement (GOV) est, dans bien des cas, presque statistiquement significative et positive. Afin de donner une idée des contributions relatives de ces variables, nous présentons, au tableau 4, les résultats obtenus lorsque ces variables sont incluses individuellement dans une équation avec Ln GDP. Aux fins de comparaison, ce tableau montre aussi les indices NPII, HDI et ESI.

Les résultats confirment l'importance de l'infrastructure de gouvernance, mesurée par NPII et les indices KKZL. NPII a un plus grand pouvoir explicatif que ESI et HDI, tel que mesuré par les coefficients de détermination, et cela vaut pour les deux échantillons. De façon générale, l'indice NPII a un plus grand pouvoir explicatif que l'une ou l'autre de ses composantes (sauf le fardeau de la réglementation), tandis que l'indice HDI n'offre pas d'avantage marqué sur ses composantes. Les résultats montrent aussi que l'éducation est la composante la plus importante de l'indice HDI (éducation, PIB par habitant et espérance de vie), à en juger par la taille de son coefficient; cela vaut également pour les deux échantillons. Lorsque nous envisageons les variables comprises dans l'indice de gouvernance (NPII), le coefficient de la réglementation est plus élevé que tout autre coefficient, ce qui incite à penser que les économies ouvertes ayant des marchés libres attireront davantage l'IED que les économies où il y a des obstacles à la concurrence externe et interne. Cela est vrai quel que soit le stade de développement d'un pays, bien que l'effet soit légèrement plus faible dans l'échantillon des pays en développement. Dans les deux échantillons, la deuxième variable de gouvernance la plus importante est l'efficacité du gouvernement et cette variable a un coefficient plus élevé pour les pays en développement que pour les pays développés.

Le résultat peut-être le plus important qui ressort du tableau 4 est que le coefficient de la variable HDI et celui de toutes ses composantes sont moins élevés dans l'échantillon des économies en développement ou en transition, tandis que le coefficient de l'indice NPII et celui de la plupart de ses composantes sont plus élevés. Cela signifie que la gouvernance est relativement plus importante pour les économies en développement ou en transition, tandis que la richesse et le capital humain sont des facteurs relativement plus importants pour les pays développés.

En somme, nos résultats pointent tous dans la même direction : ils confirment le fait bien établi que la taille d'une économie conditionne fortement la mesure dans laquelle elle attirera les investisseurs étrangers. Ils appuient aussi sans réserve la notion selon laquelle l'infrastructure de gouvernance a une influence directe sur l'IED, bien que celle-ci diminue à mesure qu'augmente la taille du pays. Une conclusion supplémentaire est que l'IED sera plus fortement influencé par les améliorations sur le plan de la gouvernance politique dans les pays en développement que dans les pays développés. Parmi les indices de gouvernance examinés, les données montrent que le fardeau de la réglementation et l'efficacité du gouvernement sont les deux déterminants les plus importants de l'IED pour tous les pays.

Les données concernant les autres variables sont moins fiables parce qu'elles soulèvent des problèmes de colinéarité et de causalité. En particulier, l'indice du développement humain n'est pas significatif en présence de NPII. Une raison possible à cela est que l'indice HDI est, en fait, une mesure d'extrant déterminée par NPII, comme l'ont fait valoir Kaufmann et coll. (1999b). Cependant, lorsque nous estimons un modèle renfermant des variables indépendantes relativement non corrélées les unes avec les autres, nous obtenons des résultats qui laissent penser que le niveau de scolarisation est un important déterminant autonome des flux d'IED. En outre, rien ne montre que l'effet de cette variable diminue avec la taille du pays. Enfin, nous n'avons trouvé aucune indication du fait que l'IED soit attiré, d'une façon ou d'une autre, vers les pays où la réglementation en matière d'environnement ou la qualité de l'environnement sont moins bonnes.

Le modèle de l'IED sortant

Globerman et Shapiro (1999) affirment que les facteurs qui encouragent l'IED entrant influent aussi sur l'IED sortant (ci-après IEDS), bien que la nature de la relation entre l'IEDS et certaines variables indépendantes ne soit pas claire *a priori*. D'un côté, les facteurs qui engendrent un climat intérieur favorable aux affaires pourraient à la fois attirer le capital étranger et limiter les sorties de capitaux. Le cas échéant, les variables d'infrastructure qui favorisent l'IED auront un effet négatif sur l'IEDS et

porteront des signes opposés dans les équations pertinentes. Par contre, comme nous l'avons déjà indiqué, les facteurs qui incitent les multinationales de propriété étrangère à établir des filiales dans un pays pourraient aussi favoriser l'essor de multinationales de propriété nationale qui implanteront des filiales à l'étranger. À titre d'exemple, les initiatives de développement humain pourraient favoriser la formation de grappes d'avoirs spécialisés qui, en retour, renforceront les avantages propres aux entreprises de ces grappes. Cela pourrait susciter un plus haut niveau d'investissement direct à l'étranger. De même, une « bonne » gouvernance politique stimulera probablement les investissements dans les avoirs de longue durée, ce qui contribuera à renforcer les avantages propres à une entreprise sur le marché international.

Par conséquent, l'IEDS des multinationales de propriété nationale ne sera pas forcément motivé par des facteurs tels qu'une « mauvaise » gouvernance politique. Au contraire, il pourrait être suscité par des considérations d'efficience liées à une plus grande spécialisation verticale et horizontale de ces entreprises à l'échelle internationale. Dans ce contexte, les variables d'infrastructure qui favorisent directement l'IED pourraient, indirectement, stimuler l'IEDS[29].

Ainsi, une bonne infrastructure de gouvernance intérieure pourrait stimuler les sorties de capitaux des entreprises qui ont prospéré sur le marché intérieur. De plus, les relations entre les variables d'infrastructure et l'IEDS pourraient être plus complexes que celles observées entre les mesures de l'infrastructure et l'IED. À titre d'exemple, les investissements passés des multinationales pourraient comporter une assez grande part de coûts irrécupérables. Les facteurs qui ont eu une effet négatif relativement marqué sur l'IED entrant pourraient donc avoir un effet beaucoup plus restreint sur l'IEDS[30].

Manifestement, si l'on s'intéresse à l'incidence globale des variables d'infrastructure sur les investissements des multinationales dans un pays, on devrait examiner à la fois l'IED et l'IEDS. Nous avons donc estimé le modèle représenté par l'équation (1) à l'aide du logarithme de FDO (IEDS) et du logarithme de FDI – FDO comme variable dépendante[31]. Des estimations analogues à celles du tableau 3 sont présentées au tableau 5. Comme auparavant, chaque équation a été soumise à un test RESET pour en valider la spécification. Par conséquent, chaque équation présentée a passé avec succès le test RESET.

Les résultats obtenus pour l'IEDS (la variable FDO) sont à la fois semblables à ceux obtenus pour l'IED et différents de ces derniers. Dans les deux cas, il est clair que la taille du marché est un déterminant clé des flux d'IED. À mesure qu'une économie croît, les flux de capitaux entrants et sortants ont tendance à augmenter. Cela est vrai pour les deux échantillons de pays. Mais comme l'indiquent les équations de l'IED net pour l'échantillon complet (colonnes 4 et 5), il n'y a pas de lien entre Ln GDP et Ln (FDI – FDO), de sorte que les deux effets s'annulent en moyenne. On ne peut dire la même chose de l'échantillon des économies en développement ou en transition, où le coefficient de la variable Ln GDP est positif et statistiquement significatif (colonnes 9 et 10), ce qui laisse penser que, pour ces économies, une augmentation de la taille du marché engendre un flux positif net de capitaux.

Tableau 5
Résultats de régression, flux d'IED sortant et flux nets d'IED

	Ensemble des pays					Économies en développement ou en transition				
	Variable dépendante					Variable dépendante				
	Ln FDO			Ln (FDI – FDO)		Ln FDO			Ln (FDI – FDO)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ln GDP	1,355*** (0,092)	1,012*** (0,131)	1,052*** (0,098)	0,002 (0,204)	-0,309 (0,325)	0,948*** (0,142)	1,176*** (0,147)	1,189*** (0,129)	0,924*** (0,126)	0,901*** (0,094)
Indice du développement humain (HDI)		1,120 (0,131)		-0,141 (2,734)			1,856 (1,976)		-0,862 (2,316)	
Indice de l'éducation (EDUC)			1,086 (1,257)		3,713* (2,243)			0,830 (1,316)		1,163 (1,501)
Indice de l'infrastructure politique (NPII)		-1,434 (1,150)		18,489*** (2,263)			-5,433** (2,438)		0,021 (0,530)	
Indice de la réglementation (REG)			-3,724** (1,582)		20,859*** (3,794)			-6,446** (2,540)		-2,253 (1,391)
Indice de la durabilité de l'environnement (ESI)		-0,010** (0,004)	-0,011*** (0,004)	0,007 (0,076)	-0,123* (0,073)		-0,009* (0,005)	-0,012** (0,005)	0,083 (0,069)	0,034 (0,055)
Ln GDP*NPII		0,252*** (0,093)		-1,872*** (0,194)			0,660** (0,264)			
Ln GDP*REG			0,538*** (0,140)		-1,992*** (0,403)			0,818*** (0,261)		0,331** (0,133)
Constante	-9,843*** (0,976)	-7,268*** (1,205)	-7,875*** (1,001)	5,065 (3,190)	10,704*** (3,766)	-6,348*** (1,355)	-9,378*** (1,400)	-8,976*** (1,234)	-6,743** (2,703)	-6,037*** (1,970)
R^2	0,60	0,74	0,76	0,56	0,38	0,33	0,44	0,50	0,38	0,43
n	98	98	98	98	98	70	70	70	70	70

Les chiffres entre parenthèses sont les erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité (White).
*** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,01$.

Comme pour l'IED, NPII est un important déterminant de l'IEDS dans les deux échantillons (colonnes 2 et 7). Cependant, dans le cas de l'IEDS, les résultats indiquent que les améliorations apportées à l'infrastructure politique nationale limiteront les sorties de capitaux dans les petites économies mais favoriseront les sorties de capitaux dans les économies de plus grande taille[32]. Le premier effet ne se vérifie toutefois que dans les économies de très petite taille, de sorte que l'effet observé est positif pour la plupart des pays. À mesure que s'améliore leur infrastructure politique, la plupart des pays devraient s'attendre à voir augmenter les sorties de capitaux. Pour l'échantillon complet, les données (colonne 4) indiquent que l'effet net est positif dans les plus petites économies, mais négatif dans les plus grandes, ce dernier effet étant dominant pour les économies où Ln GDP est supérieur à 9,7 (en comparaison d'une moyenne de 10,6)[33]. Cependant, lorsque l'échantillon est limité aux économies en développement ou en transition, on constate que c'est la spécification linéaire qui convient et que le coefficient de la variable NPII n'est pas statistiquement significatif. Ainsi, les données incitent à penser que, pour les économies de plus petite taille, les améliorations sur le plan de la gouvernance soit entraîneront un flux positif net de capitaux soit n'auront aucun effet globalement, tandis que pour les économies de plus grande taille, les améliorations sur le plan de la gouvernance soit créeront des conditions propices à une expansion à l'étranger des entreprises nationales prospères, soit engendreront des flux nets de capitaux moins élevés (ou même négatifs).

Comme dans le cas de l'IED, rien n'indique que l'indice HDI influe sur les sorties de capitaux. En outre, lorsque nous substituons le sous-indice de l'éducation (EDUC) à HDI et le sous-indice de la réglementation (REG) à NPII afin de réduire au minimum les effets de la multicolinéarité (colonnes 3 et 8), nous constatons que l'éducation n'est pas un déterminant significatif de l'IEDS dans l'un ou l'autre échantillon. Par conséquent, nous n'avons pas observé que les investissements en éducation entraînaient des sorties de capitaux. Pour l'échantillon complet, l'effet net de l'éducation sur les flux de capitaux est positif (colonne 5), mais il est nul pour les économies en développement ou en transition (colonne 10).

Le terme représentant le fardeau de la réglementation évolue à peu près de la même façon que l'indice global NPII. Les initiatives d'ouverture et de libéralisation des marchés limiteront les sorties de capitaux dans les petites économies, mais non dans les plus grandes, le point tournant étant situé avant le niveau moyen du PIB. L'effet net sur l'échantillon complet est tel qu'une réduction du fardeau de la réglementation aura un effet positif net sur les flux d'IED dans les petits pays, mais l'effet global sera négatif au-delà d'une taille critique que l'on atteint avant le niveau moyen du PIB pour l'échantillon. Ainsi, les pays plus pauvres et de plus petite taille enregistreront des entrées nettes de capitaux par suite d'une plus grande ouverture de leurs marchés.

Enfin, les résultats présentés au tableau 5 ne révèlent aucune fuite de capitaux des régions où les conditions environnementales, y compris la réglementation, favorisent un environnement durable. En fait, le coefficient de la variable ESI est négatif et statistiquement significatif dans les équations de l'IEDS, et cela pour les deux échantillons. Plus l'indice de durabilité environnementale est élevé, plus faibles sont les sorties de capitaux. Essentiellement, l'indice ESI n'a pas de lien avec les flux nets de capitaux.

Comme pour l'IED, nous avons examiné l'incidence de divers indices et sous-indices lorsqu'ils sont inclus individuellement (ou avec un terme d'interaction) simultanément à Ln GDP. Par souci de brièveté, nous ne présentons pas ces résultats ici[34]. En général, nous constatons que les indices individuels (NPII, HDI) ont un pouvoir explicatif plus grand que l'un ou l'autre des sous-indices. Nous avons pu confirmer que l'éducation et la santé n'étaient pas des déterminants significatifs des flux d'IEDS dans les économies en développement ou en transition, et que le terme représentant le fardeau de la réglementation était le plus important parmi les sous-indices de NPII (à en juger par les R^2) dans les deux échantillons. Dans l'échantillon complet, il est généralement vrai que l'augmentation d'un sous-indice haussera les sorties de capitaux dans les plus grands pays et, partant, réduira les flux nets d'IED de ces pays.

En résumé, nous avons obtenu des preuves assez convaincantes du fait que les améliorations apportées sur le plan de l'infrastructure politique nationale influent sur les sorties de capitaux et, partant, sur les flux nets d'IED. De façon générale, les effets sont plus marqués dans les économies de grande taille et le sont vraisemblablement encore davantage lorsqu'il y a libéralisation du contexte économique. Il y a toutefois un domaine où la libéralisation pourrait ne pas influer sur les flux nets d'IED et c'est celui de la réglementation environnementale. Enfin, il n'y a pas de lien entre l'infrastructure de l'éducation et les sorties de capitaux; celle-ci pourrait donc avoir un effet positif net sur les flux d'IED.

Le Canada comme cas particulier

Dans une étude analogue portant sur les effets liés à l'infrastructure, Kobrin (1976) a trouvé que la relation observée pour le Canada différait de la moyenne au sens où le résidu estimatif pour ce pays était plus grand. Le Canada a reçu plus d'IED que ne le prédisait son modèle. Kobrin attribue ce résultat à la proximité géographique du Canada et des États-Unis. On peut penser que cela se traduit par une sensibilité différente des flux d'IED entrant et sortant du Canada, en comparaison de l'effet que l'on attend des variables d'infrastructure habituelles. Étant donné que l'étude de Kobrin remonte déjà à plusieurs années, il pourrait être utile d'en faire une mise à jour. Cela semble aussi nécessaire à la lumière du fait que l'IED américain au Canada a compté pour une part décroissante de l'IED total au Canada ces dernières décennies. Ainsi, tout lien singulier entre les flux d'IED et les États-Unis pourrait s'être affaibli depuis l'analyse de Kobrin.

Afin de voir si le Canada représente une observation extrême dans notre étude, les résidus de certaines équations des tableaux 3 et 5 ont été isolés pour le Canada et d'autres économies ouvertes de petite taille. La comparaison vise à montrer si le Canada a reçu plus (ou moins) d'IED que sa taille et son infrastructure politique n'auraient permis de le prédire. Les résultats sont présentés sommairement au tableau 6.

Si nous examinons d'abord les résultats obtenus pour l'IED (colonnes 1 à 3), nous constatons qu'en fonction uniquement de sa taille, le Canada reçoit plus d'IED que le niveau prédit, bien que l'écart entre les résidus soit modeste. Cependant, lorsque les variables d'infrastructure sont ajoutées au modèle, le Canada reçoit moins d'IED qu'on ne l'aurait prédit pour un pays de mêmes taille et infrastructure mais, encore une fois, les valeurs sont modestes. En fait, le Canada semble se situer très près de la ligne de régression estimative.

Toutefois, lorsque nous examinons l'IED net (colonnes 4 à 6), nous constatons que la valeur obtenue pour le Canada est moins élevée que celle prédite par le modèle. Lorsque nous faisons intervenir uniquement la taille (colonne 4), le résidu est assez important, ce qui laisse penser que pour un pays de sa taille, le Canada enregistre des flux de capitaux sortants plus élevés que ceux prédits par le modèle. L'inclusion de variables d'infrastructure réduit le degré de surestimation; néanmoins, les résultats du modèle estimé indiquent que, dans l'ensemble, les entrées nettes de capitaux au Canada sont moins élevées que le modèle ne l'aurait prédit pour un pays de taille et infrastructure identiques.

Tableau 6
Résidus de régression pour certains pays

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LFDI, LGDP	**LFDI LGDP, EDUCI, REG**	**LFDI LGDP, EDUCI, REG, ESI**	**LNFDI, LGDP**	**LNFDI LGDP, EDUCI, REG, ESI, REG*LGDP**	**LNFDI LGDP, NPII NPII*LGDP**
Autriche	1,53	-0,30	-0,25	5,45	9,07	9,11
Belgique	-0,54	1,04	0,73	6,62	7,61	8,11
Canada	0,39	-0,08	-0,02	-9,17	-2,37	-2,58
Pays-Bas	1,21	0,35	0,36	10,57	-4,07	-3,97
Suède	0,38	0,82	0,88	6,87	12,13	12,03
(Minimum; maximum)	(-5,49; 2,94)	(-2,92; 2,97)	(2,84; 2,62)	(-12,10; 10,06)	(-11,41; 12,13)	(-11,03; 12,03)

Les résidus sont calculés comme étant la différence entre les valeurs d'ajustement réelles et rajustées pour les équations pertinentes du tableau 3 ou 5. La première ligne indique l'équation pertinente. La première variable est la variable dépendante, suivie des variables explicatives. LFDI est le logarithme de l'IED brut, LGDP est le logarithme du PIB, HDI est l'indice du développement humain, NPII est la première composante principale des indicateurs de gouvernance de KKZL, et LNFDI est le logarithme de l'IED net.

Une autre observation ressort de l'examen des résidus des autres petites économies ouvertes. Nous constatons une certaine surestimation des flux bruts d'IED pour l'Autriche, et des flux nets d'IED pour les Pays-Bas, mais seul le Canada montre un profil systématique de surestimation des flux nets et des flux bruts[35]. Le profil plus constant de surestimation pour le Canada en comparaison des autres économies ouvertes de petite taille pique la curiosité. À première vue, cette tendance laisse penser que le Canada n'obtient pas sa part « attendue » de l'IED brut et net, compte tenu de ses attributs et de ses avantages sur le plan de la localisation. La pertinence de cette conclusion est atténuée par la petite taille des résidus négatifs observés pour le Canada dans l'équation de l'IED brut, et par le fait que les Pays-Bas affichent aussi des résidus négatifs dans l'équation de l'IED net.

Néanmoins, il pourrait être utile d'explorer plus à fond la possibilité que les effets bénéfiques des investissements canadiens en infrastructure soient atténués par la proximité relative des États-Unis. Plus précisément, certaines caractéristiques distinctives de l'économie américaine qui ne sont pas saisies par nos modèles pourraient réduire l'attrait du Canada en tant que destination nord-américaine des investissements directs provenant de pays tiers.

8. MODÉLISATION DES FLUX D'IED DES ÉTATS-UNIS

Notre second modèle est axé sur la possibilité que l'infrastructure politique nationale soit un déterminant important des flux d'IED sortant des États-Unis. Cette question présente un intérêt particulier pour le Canada car les États-Unis demeurent la principale source d'IED entrant dans ce pays. Par conséquent, nous estimons un modèle assez semblable à celui présenté précédemment, où l'IED en provenance des États-Unis remplace l'IED total comme variable dépendante. Nous examinons en outre la question de savoir si l'effet de l'IPN diffère selon l'industrie où l'investissement a lieu et, plus particulièrement, si l'IPN est un facteur déterminant de l'IED plus élevé dans les industries de haute technologie.

L'estimation de ce modèle est compliquée par le fait que certains pays n'ont pas reçu de flux d'IED positif en provenance des États-Unis durant la période visée par notre échantillon. Ainsi, toute tentative d'estimation des déterminants de l'IED américain pourrait engendrer un biais de sélection si l'échantillon était limité aux pays ayant reçu de l'IED américain. Nous utilisons donc une procédure d'estimation en deux étapes pour tenir compte de la présence possible d'un biais de sélection dans notre échantillon (Heckman, 1979). Nous estimons d'abord la probabilité qu'un pays enregistre des flux d'IED positifs des États-Unis, pour ensuite estimer les déterminants du niveau de ces entrées nettes. À la première étape, nous avons recours à la méthode *probit* pour estimer la probabilité que les États-Unis investissent dans un pays donné. La variable dépendante est donc une variable instrumentale qui prend la valeur 1 si les États-Unis investissent dans ce pays et la valeur 0 dans le cas contraire. À la seconde étape, nous employons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer les déterminants du niveau d'IED (s'il est positif). L'équation de la seconde étape comprend le ratio de Mill, dérivé des estimations de la première étape, qui tient compte du biais de sélection. Des estimations distinctes de nos équations sont présentées pour l'échantillon complet (englobant les pays développés et les pays en développement) et pour l'échantillon des économies en développement ou en transition.

La question fondamentale que nous voulons examiner est de savoir si l'infrastructure politique nationale, mesurée par NPII, influe sur les flux d'IED provenant des États-Unis dans les pays de l'échantillon. Notre modèle en deux étapes est résumé par l'équation suivante :

$$(2) \qquad FDI_{it}^{*} = \alpha_0 + \alpha_1 NPII_{it} + \alpha_2 X1_{it-1} + \varepsilon_{1it},$$

où FDI_{it}^{*} est une variable latente, définie telle que $FDI_{it} = 1$ (le pays *i* reçoit de l'IED des États-Unis) si $FDI_{it}^{*} > 0$, et $FDI_{it} = 0$ (le pays *i* ne reçoit pas d'IED des États-Unis) si $FDI_{it}^{*} \leq 0$[36]; X1 est un vecteur de variables de contrôle qui comprend HDI et ESI; enfin, ε_{1it} est un terme d'erreur réparti de façon normale. Nous faisons l'hypothèse que $\alpha_1 > 0$.

$$(3) \qquad \text{Ln } FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPII_{it} + \beta_2 X2_{it-1} + \beta_3 \text{Mills} + \varepsilon_{2it},$$

où Ln FDI est le logarithme naturel de la valeur monétaire des flux d'IED reçu des États-Unis par le pays *i* à la période *t*; NPII est défini comme précédemment; X2 est un vecteur de variables de contrôle, dont certaines figurent aussi dans le vecteur X1; Mills est l'inverse du ratio de Mill dérivé de l'équation (2); enfin, ε_{2it} est un terme d'erreur réparti de façon normale. Nous faisons l'hypothèse que $\beta_1 > 0$.

L'équation (2) est une spécification *probit* simple, dans laquelle un pays reçoit de l'IED s'il dépasse une valeur critique d'un indice, FDI*. La valeur de l'indice est une combinaison linéaire de son infrastructure politique nationale (NPII) et d'autres variables (X1). L'équation (3) est une équation linéaire de base, confinée aux observations où FDI > 0, et ressemble au modèle de l'IED global résumé

ci-dessus par l'équation (1). Le modèle des États-Unis englobe l'inverse du ratio de Mill afin de vérifier la présence d'un biais de sélection dans l'échantillon (Heckman, 1979).

Données et mesure

La mesure de l'IED des États-Unis est la moyenne des flux de la période 1995-1997, comme dans le modèle global. À la première étape de la procédure d'estimation, la variable dépendante est définie de manière à prendre la valeur 1 si, en moyenne, il y a eu des flux d'IED positifs en provenance des États-Unis dans le pays échantillonné durant la période d'observation (1995-1997), et la valeur 0 dans le cas contraire[37]. À la seconde étape, la variable dépendante est le logarithme de la valeur monétaire moyenne de l'IED reçu des États-Unis[38]. Nous avons pu obtenir des données sur l'IED au niveau de l'industrie pour les États-Unis; cela nous permet d'examiner l'influence de l'infrastructure politique sur l'IED dans les industries de haute technologie. Ces dernières sont définies comme étant les industries des produits chimiques et connexes et celles des produits électriques et électroniques; l'IED provenant des États-Unis dans les industries de haute technologie est la somme de l'IED dans ces industries.

Des 144 pays qui constituent l'échantillon complet, 88 ont reçu des flux d'IED en provenance des États-Unis. Cet échantillon de 88 pays a servi de base aux estimations de la seconde étape[39].
Les économies en développement ou en transition sont, à nouveau, définies comme étant les pays non-membres de l'OCDE, moins Hong Kong et Singapour, soit 115 pays, dont 62 ont reçu de l'IED. Dans le secteur de la haute technologie, 39 pays ont reçu de l'IED.

La plupart des variables explicatives figuraient aussi dans le modèle global. Étant donné que toutes les variables peuvent être incluses à la première ou à la seconde étape du modèle, nous ne faisons aucune distinction entre elles au départ. Cependant, dans le modèle des États-Unis, nous avons ajouté certaines variables qui ne figuraient pas dans le modèle global. Ainsi, nous avons inclus deux variables instrumentales pour tenir compte des différences matérielles et culturelles entre le pays hôte et les États-Unis. La première variable prend la valeur 1 si le pays est voisin des États-Unis (Canada ou Mexique). Ces pays sont signataires, avec les États-Unis, de l'Accord de libre-échange nord-américain (ALENA), qui réduit les obstacles à l'IED. Elle devrait donc avoir un lien positif avec l'IED.
Nous appelons cette variable PROXIMITY, mais elle pourrait bien traduire les effets de l'ALENA.
L'éloignement culturel est mesuré par une langue commune, dont la variable instrumentale prend la valeur 1 si le pays d'accueil a l'anglais comme langue officielle (ENGLISH). Une langue commune devrait faciliter les flux d'IED et nous nous attendons donc à ce que le coefficient soit positif.

Bien que nous pensions que les termes représentant l'infrastructure matérielle soient captés par le PIB par habitant (et par HDI), nous avons inclus une autre variable de contrôle : le nombre de téléphones par 1 000 habitants (exprimé en logarithmes). Nous avons inclus cette variable parce qu'elle avait un pouvoir explicatif en sus de celui de HDI dans les estimations préliminaires de certaines équations. Elle est expressément incluse pour représenter l'infrastructure des communications d'un pays, qui pourrait être un aspect particulièrement important dans le cas de l'IED de haute technologie. Le coefficient de cette variable devrait aussi être positif[40].

Enfin, contrairement au modèle global, nous avons observé que les variables instrumentales représentant les pays qui avaient un régime de taux de change fixe (en 1996) étaient parfois des déterminants significatifs des flux d'IED venant des États-Unis. Nous avons fait une distinction entre les pays dont la monnaie a une valeur fixe par rapport au dollar US (FIXUS) et ceux dont le taux de change est fixe, mais non par rapport au dollar US (FIXNUS). Si la volatilité monétaire défavorise les flux d'IED, les pays ayant un régime de taux de change fixe devraient enregistrer un niveau d'IED plus élevé que les pays ayant un régime de taux de change flottant, toutes choses égales par ailleurs[41]. Ainsi, nous prévoyons

que les pays ayant un régime de taux de change fixe devraient attirer davantage d'IED, mais comme nous nous intéressons aux flux d'IED provenant des États-Unis, ces effets pourraient se limiter aux pays dont la devise est alignée sur le dollar américain. Les variables et les sources de données pour le modèle de l'IED des États-Unis sont présentées sous forme sommaire au tableau 7.

Tableau 7
Modèle de l'IED des États-Unis
Variables, définitions et sources des données

Variable	Définition	Source
FDIUS	Flux d'IED sortant des États-Unis, moyenne de 1995-1997, exprimé en logarithmes.	U.S. Bureau of Economic Analysis, diverses années
FDITECH	Flux d'IED sortant des États-Unis dans les secteurs des produits chimiques et connexes et du matériel électrique et électronique, moyenne de 1995-1997, exprimé en logarithmes.	U.S. Bureau of Economic Analysis, diverses années
-NPII et ses composantes (LAW, INSTAB, REG, GOV, GRAFT, VOICE); **-HDI et ses composantes (PIB par habitant, EDUCI, LIFEI)** **-ESI** **-GDP**	Tel que défini et mesuré au tableau 2.	
TEL	Lignes de téléphone principales par 1 000 habitants en 1997, exprimé en logarithmes.	Rapport sur le développement de la Banque mondiale
PROXIMITY, NAFTA	Variable instrumentale prenant la valeur 1 pour le Canada et le Mexique.	
ENGLISH	Variable instrumentale prenant la valeur 1 si l'anglais est une langue officielle.	CIA, World Fact Book
FIXUS	Variable instrumentale prenant la valeur 1 si le pays a un taux de change fixe et si sa monnaie est liée au dollar US.	FMI, Statistiques financières internationales : annuaire, 1996
FIXNUS	Variable instrumentale prenant la valeur 1 si le pays a un taux de change fixe et si sa monnaie est liée à une autre monnaie ou à un panier de monnaies.	FMI, Statistiques financières internationales : annuaire, 1996

9. ESTIMATION ET RÉSULTATS : LE MODÈLE DE L'IED DES ÉTATS-UNIS

Le modèle à estimer est représenté par les équations (2) et (3) ci-dessus. L'équation (2) est estimée par la méthode du maximum vraisemblance, tandis que l'équation (3) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, avec erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité. Le ratio de Mill est dérivé de l'équation *probit*, tel qu'indiqué précédemment. La technique d'estimation est une application standard de la méthode mise au point par Heckman (1979), expliquée dans Greene (1993, p. 711-713).

Bien que toutes les variables de contrôle soient candidates à l'inclusion dans chaque équation, des contraintes de données et de statistique ont entraîné l'exclusion de certaines variables des estimations de la première étape. Plus précisément, les données sur les taux de change et l'indice de durabilité de l'environnement (ESI) n'étaient pas disponibles pour l'échantillon complet de 144 pays et ces variables n'ont pas été incluses. De même, la variable de proximité n'a pu être incluse parce qu'elle prédisait parfaitement que l'IED = 1, ce qui n'aurait pas permis une convergence des estimations paramétriques. Ainsi, le modèle *probit* comprend les variables explicatives suivantes : NPII, HDI, ENGLISH, Ln GDP et Ln téléphones par habitant. Les tests de spécification du multiplicateur de Lagrange (Verbeek, 2000, p. 188) ont éliminé la nécessité d'inclure des termes d'ordre supérieur pour les variables NPII et HDI.

L'équation de la seconde étape comprend toutes les variables de contrôle du modèle global, plus ENGLISH, PROXIMITY et les variables instrumentales pour le taux de change. Nous avons aussi estimé des modèles englobant des mesures des coûts de main-d'œuvre, de l'ouverture au commerce et des recettes gouvernementales, tel qu'indiqué précédemment, mais ces variables n'ont jamais été statistiquement significatives dans l'une ou l'autre spécification; nous les avons donc exclues du modèle. Nous avons vérifié la présence d'erreurs de spécification à l'aide d'une série de tests RESET (à une et deux puissances). La spécification linéaire simple décrite par l'équation (3) a passé ces tests et, par conséquent, aucun terme d'interaction ou d'ordre supérieur n'a été inclus.

La multicolinéarité demeure un problème potentiel. Les coefficients de corrélation des différents échantillons que nous avons employés ne sont pas très différents de ceux présentés au tableau 1. En particulier, le coefficient de corrélation simple entre HDI et NPII est de 0,74, ce qui indique un problème possible de multicolinéarité. La sévérité du problème dépend du pouvoir explicatif de l'équation estimée. De façon générale, les valeurs de R^2 des équations estimées par la méthode des MCO étaient supérieures à 0,50, ce qui est acceptable.

Résultats

Les résultats primaires des modèles de l'IED sont présentés au tableau 8 (estimations *probit* de la première étape) et au tableau 9 (estimations par les MCO de la seconde étape). Chaque tableau fait voir les résultats pour les flux totaux d'IED en provenance des États-Unis vers tous les pays, les flux totaux d'IED en provenance des États-Unis vers les économies en développement ou en transition, et les flux d'IED venant des États-Unis dans le secteur de haute technologie vers tous les pays.

Résultats de la première étape

À la première étape de la procédure d'estimation (tableau 8), la variable dépendante est définie de manière à prendre la valeur 1 si, en moyenne, il y a eu des flux d'IED positifs en provenance des États-Unis vers le pays échantillonné au cours de la période d'observation (1995-1997), et la valeur 0 dans le cas contraire. Tel qu'indiqué précédemment, l'ensemble complet des variables de contrôle n'est pas inclus dans ces équations. Nous avons aussi exclu le terme représentant le nombre de téléphones par habitant dans les deux premières séries d'équations, parce que cette variable n'est jamais statistiquement significative dans les estimations préliminaires. De façon générale, les estimations font ressortir un bon pouvoir explicatif, comme en témoigne leur capacité de répartir correctement les pays.

Tableau 8
Estimations *probit*, IED des États-Unis
(première étape)

	Ensemble des pays		Économies en développement ou en transition		Ensemble des pays, industries de haute technologie		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constante	-2,458*** (0,830)	-2,922*** (0,783)	-2,096*** (0,866)	-2,454*** (0,831)	-8,951*** (1,731)	-6,744*** (1,522)	-6,322*** (1,038)
Ln GDP	0,404*** (0,093)	0,333*** (0,081)	0,352*** (0,101)	0,283*** (0,088)	0,511*** (0,101)	0,503*** (0,099)	0,542*** (0,097)
Indice du développement humain (HDI)	-1,646 (0,999)		-1,446 (0,934)		7,730** (3,230)	3,248*** (1,204)	
ENGLISH	0,591 (0,367)	0,617* (0,358)	0,521 (0,371)	0,547 (0,364)	0,899** (0,432)	1,001** (0,413)	0,759* (0,400)
Indice de l'infrastructure politique (NPII)	0,578*** (0,190)	0,375** (0,145)	0,584*** (0,217)	0,391** (0,173)	0,174 (0,211)		0,372** (2,361)
Ln téléphones					0,602* (0,313)		
Nombre d'observations	144	144	115	115	144	144	
Nombre d'observations positives	88	88	62	62	40	40	
Fonction du logarithme de vraisemblance	-72,74	-74,35	-68,70	-69,92	-44,31	-46,19	
Fraction des prévisions exactes	0,706	0,699	0,669	0,660	0,886	0,867	

La variable dépendante prend la valeur 1 si les États-Unis investissent dans ce pays (cette industrie) et la valeur 0 dans les autres cas. Les figures entre parenthèses sont les erreurs-types calculées à partir des dérivées secondes analytiques (Newton). *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,01$.

Ces résultats indiquent que l'infrastructure politique est un déterminant important de la probabilité qu'un pays reçoive de l'IED des États-Unis. En général, il y a peu de différence entre les résultats de l'échantillon complet et ceux de l'échantillon des économies en développement ou en transition. Dans les deux cas, l'infrastructure politique et la taille du marché sont les principaux déterminants du fait qu'un pays reçoit de l'IED des États-Unis. Par ailleurs, la qualité de vie, mesurée par HDI, n'est pas statistiquement significative. Cela n'est pas attribuable à la multicolinéarité. Plus précisément, la suppression de la variable HDI (colonnes 2 et 4) ne modifie pas sensiblement le pouvoir explicatif des équations et les coefficients sont relativement stables. Lorsque la variable NPII est retirée de l'équation (non présentée), la variable HDI ne devient pas statistiquement significative. De façon générale, il est plus probable que les entreprises américaines choisissent de s'implanter dans des pays dont l'économie intérieure est relativement importante et dont l'infrastructure politique nationale est relativement « développée ». Ces facteurs dominent la richesse, l'éducation et la santé.

Les résultats pour l'IED dans le secteur de la haute technologie présentent un tableau plus complexe. Même si l'ajustement statistique du modèle *probit* est globalement assez bon, comme en témoigne la fraction élevée de prédictions exactes, la multicolinéarité semble poser ici un problème plus sérieux. À la colonne (5), nous présentons les résultats obtenus pour l'équation englobant l'ensemble des variables, y compris le nombre de téléphones par habitant. Encore une fois, le PIB joue un rôle important, comme l'indique la signification statistique systématiquement élevée de son coefficient estimatif. Les coefficients des variables HDI et ENGLISH sont significatifs au niveau de confiance de 0,05, tandis que celui de la variable Ln téléphones est presque significatif à ce niveau. Cependant, la variable NPII est statistiquement non significative dans cette spécification. Ainsi, il semblerait que l'infrastructure de communication, les compétences linguistiques, la richesse et le capital humain soient plus importants pour l'IED dans les industries de haute technologie que pour l'IED dans l'ensemble des industries. Ces résultats laissent penser également que l'infrastructure politique n'est pas un déterminant important de l'IED dans les industries de haute technologie.

Tel que noté précédemment, le terme représentant le nombre de téléphones par habitant a une colinéarité élevée avec HDI et, à la colonne (6), ce terme, ainsi que NPII, ont été abandonnés. Comme nous pouvons le constater, les résultats ne changent pas qualitativement. Ce qui est plus important, lorsque la variable HDI est remplacée par NPII (colonne 7), le coefficient de cette dernière est statistiquement significatif. Ainsi, la colinéarité semble influencer les résultats, et nous ne pouvons conclure que l'infrastructure politique n'a pas d'importance pour l'IED dans le secteur de haute technologie. Néanmoins, la performance statistique plus robuste de la variable HDI dans l'échantillon des industries à coefficient élevé de technologie pourrait signaler une plus grande pertinence des considérations relatives à la qualité de vie et au capital humain dans les décisions d'implantation de l'IED des entreprises de haute technologie. Il faudrait aussi noter que le coefficient de la variable représentant la langue demeure statistiquement significatif. Globalement, il semblerait que l'infrastructure politique joue un rôle important afin de déterminer si un pays recevra, ou non, de l'IED des États-Unis, bien que son rôle dans les industries de haute technologie soit partagé avec celui des facteurs liés à la qualité de vie et au capital humain.

Résultats de la seconde étape

Le tableau 9 renferme les résultats des régressions de la seconde étape, où la variable dépendante est spécifiée comme étant le logarithme naturel de la valeur de l'IED des États-Unis (total ou dans le secteur de haute technologie). Le tableau montre les résultats obtenus pour l'échantillon complet de pays (n = 88), pour l'échantillon des économies en développement ou en transition (n = 62) et pour l'échantillon des pays ayant reçu des investissements de haute technologie (n = 39). Le tableau comprend trois spécifications distinctes pour chaque échantillon. La première spécification englobe le ratio de Mill qui, dans tous les cas, n'est pas statistiquement significatif[42]. Par conséquent, nous n'observons aucun indice de la présence d'un biais de sélection dans l'échantillon. Nous concentrons donc notre attention sur les résultats qui n'incluent pas le ratio de Mill. La seconde spécification ressemble à la première mais ne renferme pas le ratio de Mill, tandis que la troisième spécification comprend l'indice de durabilité environnementale (ESI), disponible pour un nombre plus restreint d'observations. Toutes les équations présentées ont passé avec succès le test RESET.

Encore une fois, le coefficient de la variable PIB est positif et hautement significatif dans toutes les équations et pour tous les échantillons. La taille du marché est donc un déterminant critique de la probabilité de recevoir de l'IED, de même que du montant reçu, dans tout pays donné. Bien que ce résultat soit robuste pour tous les échantillons, le coefficient estimatif est moins élevé dans les industries de haute technologie, ce qui incite à penser que la taille du marché joue un rôle relativement moins important sur le plan de l'IED dans les industries à coefficient élevé de technologie.

En outre, nous constatons que l'indice HDI est positif et statistiquement significatif dans l'ensemble des spécifications et des échantillons, mais que l'indice NPII ne l'est pas. Ce résultat vaut pour tous les échantillons, même lorsque HDI n'est pas inclus dans la spécification (résultats non rapportés). Cette observation représente une différence notable par rapport à notre analyse statistique des flux globaux d'IED, où la variable HDI était presque toujours statistiquement non significative.

Pour ce qui est des économies en développement ou en transition et des industries de haute technologie, le coefficient de la variable NPII, toujours positif, n'approche jamais de la signification statistique. Pour ce qui est des flux totaux d'IED vers tous les pays, le coefficient est positif et presque statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 p. 100. Ainsi, nous sommes portés à conclure que le montant d'IED reçu par un pays dépend davantage de sa richesse et de son capital humain que de son infrastructure politique; cela est particulièrement vrai dans le cas des pays en développement et des industries de haute technologie. Incidemment, le coefficient de la variable HDI pour les industries de haute technologie est de trois à quatre fois supérieur à celui observé pour l'ensemble des industries. Cependant, il est possible que certains aspects de l'infrastructure politique jouent encore un rôle important, un point sur lequel nous reviendrons plus loin.

Les autres variables de contrôle ont des effets différents selon l'échantillon. Pour l'échantillon englobant l'ensemble des industries et des pays, les variables de la proximité et de la langue sont positives et statistiquement significatives. Toutes choses égales par ailleurs, le Canada et le Mexique reçoivent de l'IED supplémentaire en provenance des États-Unis, ce qui est probablement le résultat combiné de l'emplacement et de l'adhésion à l'ALENA. Cependant, dans l'échantillon des économies en développement ou en transition, les pays où l'anglais est une langue officielle ne reçoivent pas plus d'investissements des États-Unis, toutes choses égales par ailleurs. Comme le Canada et le Mexique ne figurent pas dans cet échantillon, il n'y a pas de terme de proximité. Par ailleurs, la proximité n'est pas statistiquement significative dans l'échantillon des industries de haute technologie, mais la langue l'est.

Tableau 9
Résultats de régression, IED des États-Unis (deuxième étape)

	Ensemble des pays			Économies en développement ou en transition			Ensemble des pays, industries de haute technologie		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ln GDP	0,930*** (0,217)	0,759*** (0,098)	0,729*** (0,111)	1,375*** (0,506)	0,799*** (0,108)	0,831*** (0,118)	0,374 (0,389)	0,519*** (0,132)	0,511*** (0,140)
Indice du développement humain (HDI)	6,899** (3,238)	2,774** (1,249)	3,771** (1,373)	6,947* (4,093)	2,883** (1,230)	3,036** (1,441)	12,814** (6,339)	14,022*** (4,641)	13,683*** (5,032)
Indice de l'infrastructure politique (NPII)	0,222 (0,259)	-0,032 (0,228)	-0,064 (0,300)	0,731 (0,809)	-0,253 (0,393)	-0,285 (0,453)	-0,142 (0,409)	-0,162 (0,373)	-0,130 (0,491)
Proximité	1,077 (0,704)	1,403** (0,567)	1,325** (0,631)				0,703 (0,637)	0,595 (0,608)	0,662 (0,604)
ENGLISH	1,016** (0,477)	0,802** (0,336)	0,860** (0,340)	1,344 (1,062)	0,358 (0,380)	0,383 (0,390)	1,144 (0,875)	1,468*** (0,446)	1,395*** (0,472)
Taux de change fixe – États-Unis	1,652*** (0,617)	1,703** (0,709)	2,046** (0,849)	2,037** (0,837)	2,080** (0,968)	2,142*** (0,732)	0,338 (0,382)		
Taux de change fixe – autre	-0,619 (0,497)	-0,493 (0,488)	-0,454 (0,595)	-0,597 (0,517)	-0,479 (0,480)	-0,533 (0,572)	-0,093 (0,561)		
Ln téléphones	-0,508 (0,440)			-0,506 (0,509)			0,931 (0,629)	0,932* (0,538)	0,892* (0,522)
Indice de durabilité de l'environnement (ESI)			-0,000 (0,017)			0,023 (0,026)			-0,004 (0,021)
Ratio de Mill	1,292 (1,275)			3,919 (3,165)			-0,552 (1,333)		
Constante	-8,634*** (3,263)	-5,440*** (1,140)	-5,852*** (1,494)	-4,642** (1,930)	-5,869*** (1,182)	-7,402*** (1,646)	-3,461 (7,921)	-6,557** (2,991)	-6,185* (3,335)
R^2	0,66	0,65	0,65	0,51	0,50	0,52	0,51	0,55	0,51
n	88	88	77	62	62	52	39	39	37

La variable dépendante est Ln FDI.
Les chiffres entre parenthèses sont les erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité (White).
*** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,01$.

Les pays ayant un régime de change fixe attirent généralement plus d'IED, mais seulement si leur taux de change est lié au dollar US. Cela vaut pour l'ensemble des pays, mais non pour toutes les formes d'IED. Plus précisément, nous n'avons trouvé aucun indice d'une influence de cette variable sur l'IED dans les industries de haute technologie. Les variables représentant le taux de change n'ont pu être incluses avec l'indice ESI dans la même équation (colonne 9) à cause de problèmes de singularité; elles ont donc été omises des estimations présentées dans la colonne (8) afin de préserver leur comparabilité. Cependant, elles ne sont jamais statistiquement significatives dans les équations du secteur de la haute technologie.

Les résultats semblent aussi montrer que la présence d'une solide infrastructure de communication, représentée par le nombre de téléphones par habitant, joue un rôle plus important pour attirer l'IED de haute technologie. Le coefficient de cette variable n'est jamais statistiquement significatif dans les équations où la variable dépendante est l'IED total, mais il est statistiquement significatif (seulement au niveau de confiance de 10 p. 100) lorsque la variable dépendante est l'IED de haute technologie.

Enfin, nous n'avons relevé aucune preuve démontrant que les flux d'IED des États-Unis sont, d'une façon ou d'une autre, attirés vers les pays ayant une faible réglementation environnementale ou ceux dont l'environnement est de piètre qualité. Cela vaut pour l'ensemble des pays, pour les pays développés et les pays en développement, ainsi que pour toutes les industries, y compris celles de haute technologie.

En général, il semble possible de modéliser efficacement les flux d'IED des États-Unis en suivant une procédure en deux étapes. Au cours de la première étape, des décisions sont prises sur l'opportunité de faire des investissements nouveaux ou additionnels dans divers pays. Au cours de la seconde étape, des décisions sont prises au sujet de la taille des investissements à faire. À la première étape, l'infrastructure politique est un facteur significatif. À la seconde étape, divers aspects de l'indice du développement humain revêtent une importance toute particulière[43].

Décomposition des indices

Les résultats examinés jusqu'ici nous incitent à penser que l'infrastructure politique exerce une influence beaucoup plus importante sur la décision des entreprises de haute technologie d'investir dans certains pays que sur le niveau des investissements faits dans ces pays. Dans la présente section, nous examinons la possibilité que des éléments spécifiques de l'indice NPII puissent exercer une plus grande influence que l'indice global que nous avons employé jusqu'à maintenant.

Comme nous l'avons déjà noté, nous n'avons pu inclure toutes les composantes de l'indice NPII dans la même équation. Par conséquent, nous avons estimé les équations de la première et de la seconde étapes en remplaçant NPII par l'une de ses composantes. Les résultats sont présentés au tableau 10. Plutôt que de rapporter tous les coefficients estimés pour chacune des spécifications, nous présentons uniquement le coefficient estimé de la composante pertinente de NPII. Pour faciliter la comparaison, nous présentons également les résultats obtenus pour la variable NPII elle-même. Afin de réduire au minimum les problèmes de multicolinéarité, nous présentons les estimations obtenues avec une spécification n'incluant pas l'indice HDI. Ainsi, les estimations *probit* englobent Ln GDP et la variable instrumentale ENGLISH (plus une constante), tandis que les estimations obtenues avec la méthode des MCO englobent ces variables plus celles représentant la proximité et le taux de change.

Tableau 10
Coefficients de régression, sous-indices NPII

	(1)		(2)		(3)	
	Ensemble des pays		Économies en développement ou en transition		Industries de haute technologie	
	Première étape (*probit*)					
	Coefficient (erreur-type)	%	Coefficient (erreur-type)	%	Coefficient (erreur-type)	%
NPII	0,375** (0,145)	0,70	0,388** (0,172)	0,66	0,372** (0,157)	0,86
Règle de droit	0,194 (0,148)	0,68	0,134 (0,168)	0,63	0,199 (0,163)	0,86
Expression et responsabilisation	0,314** (0,143)	0,68	0,309* (0,168)	0,63	0,371** (0,160)	0,86
Instabilité politique / Violence	0,134 (0,137)	0,68	0,088 (0,150)	0,63	0,199 (0,166)	0,85
Efficacité du gouvernement	0,413** (0,169)	0,71	0,421** (0,204)	0,65	0,487** (0,184)	0,87
Fardeau de la réglementation	0,848*** (0,199)	0,77	0,851** (0,203)	0,75	1,140*** (0,319)	0,88
Corruption	0,377** (0,171)	0,68	0,391* (0,216)	0,61	0,306* (0,163)	0,86
n	144		115		144	
	Deuxième étape (MCO)					
	Coefficient (erreur-type)	R^2	Coefficient (erreur-type)	R^2	Coefficient (erreur-type)	R^2
NPII	0,313* (0,172)	0,66	0,209 (0,339)	0,52	0,350 (0,252)	0,54
Règle de droit	0,160 (0,186)	0,65	-0,092 (0,318)	0,51	0,286 (0,236)	0,52
Expression et responsabilisation	0,263 (0,171)	0,65	0,282 (0,318)	0,50	0,122 (0,201)	0,51
Instabilité politique / Violence	0,241 (0,193)	0,65	0,077 (0,305)	0,51	0,219 (0,247)	0,51
Efficacité du gouvernement	0,451** (0,192)	0,67	0,408 (0,357)	0,52	0,488* (0,291)	0,55
Fardeau de la réglementation	0,522* (0,310)	0,66	0,244 (0,384)	0,51	1,315** (0,555)	0,60
Corruption	0,303* (0,180)	0,66	0,225 (0,378)	0,51	0,360 (0,244)	0,54
n	88		62		39	

Les chiffres entre parenthèses sont les erreurs-types. Pour les MCO (moindres carrés ordinaires), il s'agit des erreurs-types conformes à l'hypothèse d'hétéroscédasticité (White). Pour l'estimation *probit*, les pourcentages ont trait aux prévisions exactes. Dans l'estimation *probit*, chaque équation renferme des termes non déclarés pour Ln GDP et la langue. Pour l'estimation par les MCO, les termes non déclarés sont Ln GDP, la langue, la proximité (absente de l'échantillon des pays développés) et les taux de change.

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,01$.

Dans les estimations de la première étape, issues de la méthode *probit*, le coefficient de NPII est positif et statistiquement significatif pour tous les échantillons. En ajoutant HDI, nous obtenons les mêmes résultats sauf dans le cas des industries de haute technologie, ce qui concorde avec les résultats présentés au tableau 8. Cependant, nous pouvons voir que toutes les composantes de NPII ne sont pas statistiquement significatives. En particulier, il y a peu d'indication à l'effet que la règle de droit ou l'instabilité politique soient des déterminants significatifs de l'IED reçu par un pays et cela vaut pour tous les échantillons. De même, dans tous les échantillons, les sous-indices les plus importants, à en juger par la valeur des coefficients et le pouvoir prévisionnel de l'équation, sont l'efficacité du gouvernement et le fardeau de la réglementation. Ce dernier terme est le plus important et sa valeur prévisionnelle dépasse celle de NPII, avec un coefficient plus élevé que ceux de toute autre mesure de la gouvernance. Il importe de noter que, pour les deux premiers échantillons, les résultats sont assez robustes dans la mesure où ils tiennent même lorsque nous incluons HDI dans la spécification. Pour l'échantillon des industries de haute technologie, aucun sous-indice, sauf le fardeau de la réglementation, n'est significatif en présence de HDI. Ainsi, les pays qui adoptent des politiques d'ouverture et de libéralisation des marchés ont plus de chance de recevoir de l'IED des États-Unis, et ce résultat semble robuste pour différentes spécifications et différents échantillons. Cependant, il est aussi vrai que d'autres facteurs liés à la gouvernance jouent un rôle important, mais peut-être pas dans toutes les circonstances.

Les résultats de la seconde étape sont quelque peu différents. Rappelons que le terme NPII n'est pas statistiquement significatif lorsque l'indice HDI est présent dans le modèle et cela, pour tous les échantillons. En excluant HDI, les résultats présentés au tableau 10 indiquent que NPII est marginalement significatif dans l'échantillon englobant tous les pays pour l'IED total, mais non dans les autres cas. De plus, aucun des sous-indices n'est statistiquement significatif en présence de HDI dans l'un ou l'autre des échantillons (résultats non présentés). Cependant, lorsque HDI est exclu, comme dans le tableau 10, l'efficacité du gouvernement et le fardeau de la réglementation ressortent, à nouveau, comme des facteurs significatifs, mais pas de façon marquée dans tous les cas et uniquement pour l'échantillon englobant tous les pays. Ainsi, nous pouvons supposer que certains aspects d'une bonne gouvernance peuvent aussi déterminer le montant d'IED qu'un pays reçoit des États-Unis. Une bonne gouvernance passe par le maintien d'institutions gouvernementales efficaces et transparentes, et l'adoption de politiques favorables au libre marché. Pour les flux totaux d'IED, réduire au minimum la corruption a aussi de l'importance. Il est utile de signaler qu'aucune des variables de gouvernance, y compris la corruption, n'est statistiquement significative dans l'échantillon des économies en développement ou en transition[44].

En résumé, nos résultats pointent tous dans la même direction. Plus précisément, ils confirment le fait bien établi que la taille d'une économie conditionne fortement l'attrait qu'elle exerce sur les investisseurs étrangers. Ils appuient aussi fortement l'hypothèse selon laquelle l'infrastructure politique est un déterminant direct important du fait qu'un pays recevra de l'IED des États-Unis, bien que ce facteur ait moins d'importance pour ce qui est de déterminer le montant reçu par le pays. Une conclusion qui se dégage de nos résultats est que les pays souhaitant accueillir de l'IED — pour la plupart, des pays en développement de petite taille — devraient songer à apporter des améliorations sur le plan de la gouvernance politique. Parmi les indicateurs de gouvernance examinés, les données montrent que le fardeau de la réglementation et l'efficacité du gouvernement sont les plus importants.

Le Canada comme cas particulier

Nous avons répété l'exercice effectué pour le modèle global en examinant les résidus calculés à partir des estimations de la seconde étape, pour le Canada et d'autres pays. Ces résidus sont présentés au tableau 11; ils montrent que les valeurs prévues de l'IED américain au Canada dépassent généralement les valeurs observées, bien que les écarts soient relativement modestes lorsque les variables représentant la proximité, la langue et l'infrastructure politique sont incluses dans le modèle. En fait, ces écarts sont inférieurs à ceux observés pour d'autres économies ouvertes de taille restreinte, comme la Suède et l'Autriche. En ce sens, le Canada ne constitue pas un cas « spécial » comme l'a affirmé Kobrin.
La tendance de l'IED américain au Canada, compte tenu de son PIB, de son infrastructure politique, de sa situation géographique et de ses caractéristiques linguistiques, est assez représentative de celle des autres pays. Cependant, il faudrait aussi noter que lorsque les variables représentant l'emplacement et la langue sont omises, le modèle a tendance à sous-estimer l'IED américain au Canada par une plus grande marge. Ainsi, les résultats présentés à la colonne (1) du tableau 11 montrent qu'en fonction de la taille du marché uniquement, le résidu obtenu pour le Canada est positif et relativement important. Dans ce contexte, le Canada représente un cas « spécial » parce qu'il est le seul pays de langue anglaise voisin des États-Unis.

Tableau 11
Résidus de régression pour certains pays

	(1)	(2)	(3)	(4)
	LN USFDI LGDP	**LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH**	**LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH HDI, NPII, TEL**	**LN USFDI LGDP, PROX, ENGLISH HDI, NPII, TEL, ESI**
Autriche	-0,88	-0,65	-0,92	-0,99
Belgique	1,35	1,59	1,27	1,31
Canada	1,60	-0,49	-0,44	-0,47
Pays-Bas	2,40	2,64	2,44	2,41
Suède	-0,74	-0,50	-0,66	-0,74
(Minimum; maximum)	(-3,81; 3,34)	(-3,58; 3,56)	(-3,50; 2,80)	(-3,65; 2,64)

Les résidus sont calculés comme étant la différence entre les valeurs d'ajustement réelles et rajustées pour l'équation pertinente du tableau 9, pour l'échantillon complet de pays. La première ligne indique l'équation pertinente. La première variable est la variable dépendante, suivie des variables explicatives. LN USFDI est le logarithme de l'IED des États-Unis, LGDP est le logarithme du PIB, HDI est l'indice du développement humain, NPII est la première composante principale des indicateurs de gouvernance de KKZL, ESI est l'indice de durabilité de l'environnement, TEL est le nombre de téléphones par habitant (logarithme), et PROX et ENGLISH sont des variables instrumentales qui représentent la proximité des États-Unis et les pays de langue anglaise.

SOMMAIRE ET CONCLUSION

La présente étude vise à évaluer si, et dans quelle mesure, les attributs liés à l'infrastructure politique d'une économie exercent une influence sur les flux d'IED entrant et sortant. Les travaux de recherche antérieurs ont permis d'établir de façon assez convaincante que les attributs de l'infrastructure matérielle, par exemple les réseaux de communication, favorisent l'IED entrant, même si les études disponibles ont tendance à ignorer l'effet de l'infrastructure matérielle sur l'IED sortant. Les données disponibles sur les attributs liés à l'infrastructure non matérielle sont plus ambiguës. En particulier, il n'y a pas unanimité sur l'importance des attributs sociaux et politiques d'un pays pour les flux d'IED entrant. Comme dans le cas de l'infrastructure matérielle, la relation entre les attributs sociaux et politiques et l'IED sortant a été pratiquement ignorée.

L'opinion que semblent partager les décideurs de certains pays à l'effet que la qualité de vie d'une région est un atout important pour attirer les multinationales rend encore plus pertinent un examen approfondi des liens entre l'infrastructure sociopolitique et l'IED. La présente étude s'intéresse à un ensemble de variables du contexte politique et cherche à déterminer si ces variables sont liées aux flux bruts et nets d'IED. L'étude s'appuie sur un échantillon relativement grand de pays et couvre la seconde moitié des années 90. Pour l'IED mondial, nous avons spécifié et estimé des équations des flux bruts et nets d'IED dans le cadre d'une relation simplifiée entre l'IED et le PIB réel. Une spécification semblable a été employée pour estimer des équations de l'IED brut, pour l'IED total et l'IED provenant des États-Unis dans le secteur de la haute technologie.

Une estimation fiable des coefficients de régression des variables de l'infrastructure politique est gênée par un problème de colinéarité entre plusieurs des mesures employées. Néanmoins, nous avons obtenu des résultats relativement robustes pour certains attributs de l'infrastructure politique. Notamment, une bonne gouvernance politique se caractérise par des régimes juridiques et réglementaires ouverts et transparents, et par des politiques favorisant la concurrence au niveau tant national qu'international. Globalement, les flux bruts et nets d'IED réagissent positivement à une bonne gouvernance, bien que cet effet positif soit une fonction décroissante du PIB réel dans le cas des flux totaux d'IED[45].

Pour la plus grande part, les flux d'IED en provenance des États-Unis réagissent aux mêmes stimulants que les flux totaux d'IED. Cependant, l'analyse des données sur les États-Unis montre que l'on peut utilement concevoir les décisions concernant l'IED comme un processus en deux étapes. Au cours de la première étape, les pays candidats sont sélectionnés; puis, au cours de la seconde étape, l'IED est réparti entre les pays sélectionnés. Il semble que les facteurs liés à l'infrastructure politique jouent un rôle plus important à la première étape. Les pays qui ne satisfont pas à certaines normes minimales de gouvernance ont peu de chance de recevoir de l'IED des États-Unis. Les pays qui satisfont à ces normes recevront davantage d'IED si leur niveaux de richesse, de santé et d'éducation sont élevés. Ces résultats concordent avec ceux obtenus pour les flux totaux d'IED, dans la mesure où ils indiquent que les économies de plus petite taille profiteront davantage d'investissements dans une bonne gouvernance.

Pour l'échantillon des États-Unis, il n'y a aucune indication d'un biais de sélection de l'échantillon. L'absence de biais de sélection nous incite à penser que les résultats des études antérieures où l'on a estimé uniquement une équation correspondant à la seconde étape ne sont pas faussés. Par contre, ils pourraient être incomplets. Si nous nous étions appuyés uniquement sur les estimations issues de la seconde étape, nous ne pourrions conclure que l'infrastructure politique est aussi importante qu'elle l'est, en réalité, pour les flux d'IED provenant des États-Unis.

Les résultats montrent aussi que les flux d'IED américain dans les industries de haute technologie réagissent à des déterminants un peu différents de ceux de l'ensemble des industries. La différence est particulièrement marquée à la première étape, où nous constatons que l'infrastructure politique importe moins que la richesse et le capital humain. La probabilité qu'un pays reçoive de l'IED de haute technologie augmente avec ses investissements en capital humain et son PIB par habitant. À la seconde étape, le montant d'IED de haute technologie est plus étroitement lié à la richesse, au capital humain, à la langue et à l'infrastructure de télécommunication que dans l'échantillon de l'ensemble des industries.

Les résultats concernant les attributs sociaux, comme de bons établissements d'enseignement publics, un bon système de soins de santé et un environnement sain, sont moins fiables. Certes, ils confirment généralement l'hypothèse voulant que ces éléments de l'infrastructure favorisent l'IED entrant. De plus, rien n'indique que les effets positifs sur l'IED soient une fonction décroissante du PIB réel. Pris ensemble, nos résultats appuient le point de vue selon lequel l'infrastructure non matérielle joue un rôle important en influant sur les décisions d'investissement des multinationales.

Jusqu'à un certain point, nos résultats confirment aussi l'hypothèse que les initiatives axées sur la protection et la remise en état de l'environnement favorisent l'IED entrant plutôt que l'inverse. Encore une fois, cette observation appelle une réserve au sujet des problèmes statistiques décrits précédemment. Néanmoins, ces problèmes ne nous empêchent pas de conclure qu'il n'y a pas de fondement aux affirmations selon lesquelles les gouvernements se livreront à une « course vers le bas » en matière d'environnement pour attirer et conserver des investissements directs[46]. Nos résultats indiquent au contraire qu'un affaiblissement de la protection de l'environnement risque plus de défavoriser que de favoriser l'IED.

Nos données empiriques n'appuient pas non plus clairement certains énoncés au sujet d'autres facteurs pouvant exercer une influence sur les flux d'IED. En particulier, les mesures du fardeau fiscal et de la volatilité des taux de change ne ressortent pas comme des déterminants statistiquement significatifs des flux *globaux* d'IED pour l'échantillon de l'ensemble des pays. Il se peut que les mesures moyennes du fardeau fiscal employées dans notre analyse soient des approximations non fiables des taux d'impôt marginaux — plus pertinents — des pays échantillonnés. Nos résultats pour la variable du fardeau fiscal pourraient donc être incertains. En l'occurrence, nous hésitons à affirmer sans réserve que les améliorations à l'infrastructure qui ont pour effet d'alourdir le fardeau fiscal encourageront l'IED entrant.

Cependant, nous constatons que les régimes de taux de change fixe attirent des flux d'IED plus importants en provenance des États-Unis. Ce résultat concorde indirectement avec ceux d'autres études où l'on a observé que la stabilité monétaire était favorable aux flux d'IED entrant. Dans notre cas, c'est la fixité par rapport au dollar US qui compte, ce qui n'a rien d'étonnant puisque nous avons mis l'accent sur les flux d'IED venant des États-Unis. À première vue, il est un peu déroutant que cette relation ne soit pas statistiquement significative dans les industries de haute technologie. Celles-ci font peut-être face à une courbe de demande relativement inélastique et ont ainsi de la difficulté à passer en aval les coûts des opérations de couverture du risque de change étranger. L'examen de cette explication et d'autres est un sujet pour la recherche future, comme la raison pour laquelle ce résultat n'a été observé que pour l'IED venant des États-Unis.

Nos résultats pourraient étayer les arguments en faveur d'investissements publics axés sur les attributs de l'infrastructure qui offrent d'autres avantages sociaux. À titre d'exemple, on pourrait défendre les projets d'amélioration des systèmes nationaux de santé en faisant valoir que de meilleurs soins de santé engendrent des externalités généralement associées aux biens publics. Une augmentation des flux d'IED entrant qui produit des gains d'efficience sous forme de retombées pour l'économie hôte constitue une source supplémentaire d'avantages sociaux dans l'optique d'une évaluation globale des avantages et des coûts des dépenses publiques en soins de santé. Pour plusieurs pays en développement, les arguments reposant sur la théorie des biens publics en faveur d'une amélioration des systèmes d'éducation et de santé et d'un environnement plus sain relèguent au second plan les considérations relatives à leurs effets sur l'IED.

Notre conclusion peut-être la plus importante est que la gouvernance politique est importante et qu'une meilleure gouvernance politique n'oblige pas les gouvernements à faire de gros investissements publics. À cet égard, nos résultats viennent renforcer les conclusions similaires des études de la CNUCED (1998) et d'Altomonte (2000). Dans bien des cas, une meilleure gouvernance pourrait concorder avec un rôle réduit de l'État au niveau de la réglementation et de l'économie. Une meilleure gouvernance politique favorise un accroissement de l'IED entrant, notamment dans les pays en développement de plus petite taille. À leur tour, les gains d'efficience qui accompagnent l'IED entrant contribuent à une croissance plus rapide du PIB et du PIB par habitant. Cette tendance rend les pays concernés encore plus attrayants aux yeux des investisseurs étrangers. En effet, une meilleure infrastructure politique contribue à amorcer un « cercle vertueux » de croissance économique, notamment dans les pays de petite taille où la gouvernance ne montre pas de rendements décroissants, comme dans les pays de plus grande taille.

Certes, le Canada occupe un rang relativement élevé sur nos indices de l'infrastructure politique. Néanmoins, des efforts supplémentaires pour abolir les restrictions qui s'appliquent encore au commerce et à l'investissement interprovinciaux et internationaux, et un enthousiasme renouvelé à l'égard d'une concurrence accrue dans certains secteurs clés comme les transports et les communications pourraient stimuler l'IED entrant et susciter directement une amélioration de la productivité sur le marché intérieur. De fait, tout ensemble de politiques visant globalement à promouvoir la croissance économique favorisera indirectement un accroissement de l'IED entrant en contribuant à un niveau plus élevé du PIB réel.

Enfin, il faudrait reconnaître que les politiques de promotion de l'IED entrant favoriseront probablement de façon indirecte un accroissement de l'IED sortant en contribuant à l'émergence et à l'expansion d'EM nationales. Cependant, une telle tendance ne devrait pas être perçue nécessairement comme un « coût » des investissements en infrastructure. Elle ne devrait pas non plus supposer des taux moins élevés d'investissement en capital dans les pays où l'infrastructure de gouvernance est en voie d'amélioration. Au contraire, les flux intrasectoriels et intersectoriels d'IED entre les pays peuvent contribuer à une spécialisation de la production, de la même façon que les échanges intrasectoriels et intersectoriels. Une telle spécialisation peut, elle-même, constituer une source d'amélioration de la productivité et de la croissance économique réelle.

Les données disponibles nous ont incités à choisir l'État-nation comme unité d'analyse. Cependant, les régions apparaissent de plus en plus comme des « grappes » pour certains types d'investissement étranger, grappes qui chevauchent souvent les frontières politiques. Nos résultats soulignent donc l'importance éventuelle des accords régionaux en matière de commerce et d'investissement qui visent à harmoniser les attributs de l'infrastructure politique parmi un ensemble d'entités politiques. Des travaux de recherche supplémentaires sur la relation entre l'infrastructure politique et les variables connexes, d'une part, et l'IED originant des autres pays développés, de l'autre, permettraient de faire plus de lumière sur l'importance des « réformes » politiques en tant qu'instruments de croissance économique dans les pays en développement.

NOTES

1 Dans une section subséquente, nous examinons plus en détail notre notion de l'infrastructure politique nationale en la distinguant de la notion connexe, mais différente, de capital social.

2 Dunning (1993) présente une revue détaillée des études empiriques des déterminants de l'IED. Globerman et Shapiro (1999) présentent une revue à jour de la documentation, en s'intéressant plus particulièrement à l'influence des politiques gouvernementales.

3 Les études disponibles révèlent aussi l'incidence de la « corruption » gouvernementale sur les flux d'IED. Voir, par exemple, Wei (2000).

4 Dunning (1993) renferme un examen approfondi des différentes catégories d'IED et des facteurs qui semblent exercer le plus d'attrait pour chaque catégorie.

5 À titre d'exemple, le gouvernement de l'Australie fait la promotion de la qualité de vie de ce pays pour attirer l'IED (Witcher, 2000). Le gouvernement australien semble considérer le mode de vie comme un facteur de plus en plus important pour les dirigeants des entreprises que l'Australie tente d'attirer. Dans une veine semblable, le gouvernement canadien a souligné l'importance d'accroître les dépenses consacrées aux programmes sociaux, en particulier aux soins de santé, en partie pour améliorer l'attrait du Canada comme lieu d'implantation des entreprises (Beauchesne, 2000).

6 Certains répondants ont indiqué que les personnes touchant des revenus supérieurs à la moyenne aux États-Unis avaient accès à des soins de santé de haut calibre et vivaient dans des localités aussi sécuritaires que la plupart des endroits au Canada. Ces résultats contredisent ceux obtenus auparavant par les Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, qui révélaient que les atouts liés au mode de vie, notamment les soins de santé, l'éducation, l'environnement et les programmes sociaux, étaient prioritaires pour les employés au Canada. Voir Beauchesne (2000).

7 À titre d'exemple, un régime politique qui ne respecte pas les droits de propriété découragera probablement les investissements, y compris ceux associés à l'acquisition de capital humain.

8 Il est utile de noter que Kobrin a retiré le Canada de son échantillon à cause des résidus élevés obtenus pour ce pays dans ses équations de régression. Kobrin a vu dans ce résultat la preuve de la relation « spéciale » existant entre le Canada et les États-Unis du fait de leur proximité géographique et culturelle.

9 Altomonte (2000) constate que les évaluations subjectives du cadre institutionnel et juridique local faites par les gestionnaires des multinationales donnent de meilleurs résultats dans les modèles économétriques des décisions d'implantation de l'IED que les mesures « objectives » du cadre institutionnel.

10 Voir, par exemple, Putnam (1995); Pennings, Lee et van Witteloostuijn (1998); Nahapiet et Ghoshal (1998); et Sparrowe, Liden, Wayne et Kraimer (2001).

11 Les données proviennent du site : http://www.worldbank.org/wbi/governance/datasets.htm#dataset. D'autres détails sont présentés dans Kaufmann et coll. (1999a, Appendix A) ainsi qu'au tableau 1 de la présente étude. L'ensemble complet de variables employées dans l'étude et leurs sources sont présentés au tableau 2.

12 Nous avons recueilli des données sur l'infrastructure matérielle, mais cette variable affiche généralement une corrélation élevée avec le PIB par habitant. Ces mesures sont examinées ci-dessous.

13 Kaufman et coll. (1999b) affirment que leurs mesures de la gouvernance sont des déterminants importants des indicateurs du développement, y compris le PIB par habitant et l'état de santé.

14 Les indices sont tous présentés dans leur échelle d'origine et ces échelles sont aussi utilisées dans l'analyse de régression. Cependant, les résultats résistent bien aux conversions d'échelle, notamment vers l'échelle logarithmique. L'indice ESI est tiré de 22 sous-indices, un nombre trop élevé pour permettre une analyse individuelle.

15 La variable NPII a aussi été mesurée par la somme des six indices sous-jacents. Le coefficient de corrélation entre cette mesure et la première composante principale que nous utilisons est $r = 0,99$.

16 Nous avons aussi calculé la corrélation entre NPII et une mesure étendue de la qualité de vie dans diverses villes du monde publiée par Mercer (1999). Le coefficient de corrélation obtenu est $r = 0,88$.

17 Dunning (1993) dresse une liste exhaustive de ces variables et il examine les données empiriques sur leur importance. Pour d'autres résumés des données disponibles, voir Caves (1996) et Globerman et Shapiro (1999).

18 Certaines études font état d'une corrélation positive presque parfaite entre l'IED et le PIB parmi les pays hôtes. Voir, par exemple, l'étude des pays africains faite par Morisset (2000).

19 Les diverses sources d'économies d'agglomération (ou d'externalités) sont examinées dans Krugman (1991).

20 Altomonte (2000) fait référence à de nombreuses études qui présentent des résultats ambivalents sur la relation entre les coûts de main-d'œuvre et la répartition géographique de l'IED.

21 La présomption est qu'un pays ajustera sa monnaie en fonction de la (des) principale(s) devise(s) où ses flux de commerce et d'investissement sont le plus fortement concentrés. Ainsi, si la volatilité d'une monnaie défavorise les flux d'IED, les pays ayant un régime de taux de change fixe devraient montrer un niveau plus élevé d'IED que les pays ayant un régime de taux de change flottant, toutes choses égales par ailleurs.

22 Voir, par exemple, Kumar (1996), Zhao et Zhu (2000), Cheng et Kwan (2000), Wheeler et Mody (1992), Mody et Srinivasan (1998) et Loree et Guisinger (1995).

23 Plutôt que de supprimer des variables, on aurait pu employer une analyse factorielle pour regrouper les variables, une approche adoptée par Kobrin (1976). Une faiblesse de cette approche est qu'elle suppose implicitement que toutes les variables appartenant à un groupe de facteurs ont une incidence identique sur la variable dépendante. De plus, il est souvent difficile de déterminer quelle

est la base commune à un ensemble de facteurs, ce qui rend difficile l'élaboration d'options et d'arbitrages dans l'optique des politiques publiques.

24 Nous avons aussi envisagé des spécifications qui englobaient un terme au carré pour Ln GDP. Le coefficient correspondant n'est jamais ressorti comme étant statistiquement significatif dans les équations où la variable était Ln FDI ou Ln FDO. Cependant, il est parfois significatif lorsque la variable dépendante est Ln (FDI – FDO). Cet aspect est examiné dans une section subséquente.

25 Cela a plus de chance de se vérifier pour les pays développés que pour les pays en développement. De profonds changements à court terme dans le contexte « politique » entourant l'IED ont notamment été identifiés pour certains pays africains (Morisset, 2000).

26 Des termes d'interaction similaires ont été estimés pour les autres variables (ESI et HDI), mais aucun n'est ressorti comme étant statistiquement significatif.

27 Pour un examen de cette question et des données empiriques pour les multinationales asiatiques, voir Zhao et Zhu (2000) et Erramilli, Agarwal et Kim (1997).

28 Il pourrait y avoir ici un problème de mesure de la variable car l'indice ESI est mesuré pour 2000. Cependant, il nous semble peu probable que les valeurs de cette variable aient changé de façon importante entre, disons, le milieu des années 90 et 2000. En outre, ce résultat est conforme, dans l'ensemble, à ceux de Smarzynska et Wei (2001) et de Wheeler (2001).

29 Nous ne supposons pas implicitement que l'IED est nécessairement bon tandis que l'IEDS est mauvais pour un pays. Les deux contribuent à une plus grande spécialisation internationale de la production, ce qui devrait améliorer le revenu réel à l'échelle internationale.

30 Cet argument est élaboré dans Rugman (1990).

31 La taille de l'échantillon est réduite, puisque qu'un certain nombre de pays enregistrent des flux d'IED mais non d'IEDS. Cette réduction nous a permis d'utiliser un échantillon simple avec ESI dans toutes les estimations. Ln (FDI – FDO) a été calculé en départageant les pays ayant un solde net de flux entrants et ceux ayant un solde net de flux sortants, puis en attribuant une valeur négative à ces derniers.

32 Le point auquel Ln GDP suscite des sorties de capitaux survient lorsque Ln GDP = 5,6 pour l'échantillon complet de pays, et Ln GDP = 8,2 pour l'échantillon des économies en développement ou en transition. Les moyennes respectives (écarts types) sont 10,4 (2,7) et 9,6 (1,6). Dans les deux cas, il n'y a que dans les économies de très petite taille que des améliorations au niveau de la gouvernance n'entraînent pas de flux sortants de capitaux.

33 Un lecteur anonyme a fait valoir que ce résultat pourrait être attribuable à une relation non linéaire entre les flux nets et Ln GDP. Par conséquent, nous avons estimé des équations qui renfermaient un terme au carré pour Ln GDP, mais en omettant l'interaction entre Ln GDP et NPII. Pour l'échantillon complet de pays, tant Ln GDP que Ln GDP au carré étaient statistiquement significatifs (positif et négatif, respectivement), l'effet négatif dominant dans le cas des plus grandes économies (Ln GDP > 20). Ainsi, les économies de plus grande taille ont une probabilité plus grande d'enregistrer des sorties nettes de capitaux. Le terme NPII, dans cette équation, était négatif et statistiquement significatif, ce qui laisse penser que les améliorations apportées au niveau de la gouvernance politique ont tendance à favoriser les sorties de capitaux. Cependant, le pouvoir explicatif de cette équation (R^2 rajusté = 0,35) est plus faible que celui de l'équation comparable

présentée à la colonne (4) du tableau 5. Le terme au carré n'était pas statistiquement significatif dans l'échantillon des économies en développement ou en transition.

34 Les résultats sont compliqués par le fait que certaines des spécifications préférées renferment un terme d'interaction tandis que d'autres n'en renferment pas. De façon générale, les spécifications pour l'échantillon complet de pays renferment des termes d'interaction, tandis que celles de l'échantillon des économies en développement ou en transition n'en renferment pas.

35 La proximité géographique de l'Autriche et des Pays-Bas à l'économie allemande, beaucoup plus importante, crée un parallèle plus étroit avec le cas canadien que ce n'est le cas, disons, de la Suède.

36 L'IED entrant peut être négatif parce que la variable FDI mesure les flux entrants nets. Ainsi, une valeur négative indique une sortie nette d'IED.

37 Nous avons débuté avec l'échantillon de 144 pays utilisé dans le modèle global, dont 88 pays bénéficiant de flux d'IED positifs en provenance des États-Unis durant la période 1995-1997. Les autres pays n'avaient pas reçu d'IED, ou enregistraient des flux d'IED négatifs, ou encore n'affichaient aucune valeur à ce poste. Nous avons classé tous ces pays comme n'ayant aucun IED. Cette classification singulière n'influe pas sur les résultats. Ainsi, l'exclusion des valeurs manquantes de la catégorie « aucun IED » ne modifie pas nos conclusions.

38 Nous avons estimé des équations de seconde étape dans lesquelles la variable dépendante était la proportion de l'IED total reçu par un pays (PFDI), ou la transformation logistique de PFDI. Ces mesures montrent une corrélation élevée avec Ln FDI, ce qui indiquerait une certaine indifférence quant au choix de ces variables. De fait, les résultats sont semblables d'une mesure à l'autre; nous présentons donc uniquement les résultats de la sécification logarithmique (naturelle).

39 Cependant, l'indice de la durabilité de l'environnement (ESI) n'était disponible que pour 115 des 144 pays et pour seulement 77 des 88 pays ayant enregistré des flux d'IED positifs.

40 Conformément à l'argument présenté ci-dessus, cette variable affiche une corrélation élevée avec le PIB par habitant ($r = 0,94$).

41 De nombreuses études font état d'un lien négatif entre les mesures de la volatilité du taux de change et les flux d'IED. Voir, par exemple, Kogut et Chang (1996) et Barrell et Pain (1997).

42 Le ratio de Mill est dérivé des estimations *probit* de la première étape, en utilisant les spécifications des colonnes (1), (3) et (5) du tableau 1. Néanmoins, l'utilisation d'autres spécifications ne modifie pas les résultats.

43 Nous ne voulons pas dire qu'un tel processus à deux étapes est unique pour les entreprises américaines. Nous pouvons modéliser les flux d'IED des États-Unis sous la forme d'un processus en deux étapes parce que certains pays ne reçoivent aucun investissement en provenance des États-Unis. Nous ne pouvons le faire pour les flux d'IED agrégés, où tous les pays de l'échantillon semblent recevoir certains investissements.

44 Certains ont fait valoir que des cas particuliers, notamment la Chine, pourraient expliquer ce résultat. De fait, l'inspection des résidus ne permet pas de conclure que la Chine constitue une observation aberrante et son exclusion de l'échantillon ne modifie pas les résultats.

45 Ce résultat est conforme à l'interprétation proposée par Altomonte (2000), à savoir que la « qualité » du cadre juridique du pays hôte a une lien positif avec les taux attendus de croissance économique. Ainsi, l'IED sera attiré vers les pays où le cadre juridique est de plus haut calibre en raison de la performance économique supérieure que ces cadres favorisent. Si les avantages économiques d'un cadre juridique de plus grande qualité sont sujets à des rendements décroissants, le lien entre l'IED et la gouvernance politique pourrait être non linéaire.

46 Thomsen (2000) examine ces objections et d'autres objections connexes à l'investissement international.

BIBLIOGRAPHIE

Altomonte, C. « Economic Determinants and Institutional Frameworks: FDI in Economies in Transition », *Transnational Corporations,* vol. 9, n° 2 (2000), p. 75-106.

Barrell, R., et N. Pain. « Foreign Direct Investment, Technological Change and Economic Growth Within Europe », *Economic Journal*, vol. 107 (1997), p. 1770-1786.

Beauchesne, E. « Canadian Lifestyle an Overrated Asset », *The Vancouver Sun*, 29 décembre 2000, p. C7.

Bellak, C., et J.A. Cantwell. « FDI – How Much Is It Worth? », *Transnational Corporations*, vol. 5 (1996), p. 85-97.

Bennett, P.D., et R. Green. « Political Instability as a Determinant of Direct Foreign Marketing Investment », *Journal of Marketing Research*, vol. 9 (mai 1972), p. 182-186.

Bevan, A., et S. Estrin. « The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies », Centre for New and Emerging Markets, London Business School, 2000. Discussion Paper No. 9.

Caves, R.E. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, 1996.

Chen, A. « The Marginal Effective Tax Rate: The Only Rate That Matters in Capital Allocation », *Backgrounder*, Toronto, Institut C.D. Howe, 2000.

Cheng, L.K., et Y.K. Kwan. « What Are The Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience », *Journal of International Economics* (août 2000), p. 379-400.

Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement (CNUCED). *Rapport sur l'investissement dans le monde 1998 : tendances et déterminants*, New York et Genève, Organisation des Nations Unies, 1998.

_____. *Rapport sur l'investissement dans le monde 2000 : tendances et déterminants*, New York et Genève, Organisation des Nations Unies, 2000.

Dawson, J.W. « Institutions, Investment and Growth: New Cross-Country and Panel Data Evidence », *Economic Inquiry*, vol. 36 (octobre 1998), p. 603-619.

Dunning, J.H. « Toward and Eclectic Theory of International Production: Some Empirical Tests », *Journal of International Business Studies*, vol. 11, n° 1 (printemps-été 1980), p. 9-31.

_____. *Multinational Enterprises and the Global Economy*, Wokingham (Angleterre), Addison-Wesley Publishing Company, 1993.

Erramilli, M.K., S. Agarwal et S.S. Kim. « Are Firm-Specific Advantages Location-Specific Too? », *Journal of International Business Studies*, (4e trimestre, 1997), p. 735-757.

Forum des politiques publiques. *The Views of Industry Associations on Canada-U.S. Economic Integration*, Ottawa, 2000. Document reprographié.

Globerman, S., et D. Shapiro. « The Impact of Government Policies on Foreign Direct Investment: The Canadian Experience », *Journal of International Business Studies*, vol. 30, n° 3 (1999), p. 513-532.

Greene, W.H. *Econometric Analysis*, New York, Macmillan, 2e éd., 1993.

Grosse, R., et R. Trevino. « Foreign Direct Investment in the United States: An Analysis by Country of Origin », *Journal of International Business Studies*, (1er trimestre, 1996), p. 139-155.

Hall, R., et C.I. Jones. « Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker Than Others? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 1 (1999), p. 83-86.

Heckman, J. « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47 (1979), p. 153-161.

Humphrey, J., et H. Schmitz. « Trust and Inter-Firm Relations in Developing and Transition Economies », *Journal of Developing Studies*, vol. 34, n° 4 (1998), p. 32-61.

Kaufmann, D., A. Kraay et P. Zoido-Lobaton. « Aggregating Governance Indicators », Banque mondiale, 1999a. Working Paper No. 2195.

_____. « Governance Matters », Banque mondiale, 1999b. Working Paper No. 2196.

Keefer, P., et S. Knack. « Why Don't Poor Countries Catch Up? A Cross-National Test of an Institutional Explanation », *Economic Inquiry*, vol. 35 (juillet 1997), p. 590-602.

Knack, S., et P. Keefer. « Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures », *Economics and Politics*, vol. 7 (1995), p. 207-227.

_____. « Does Social Capital Have an Economic Payoff? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 4 (1997), p. 1251-1288.

Kobrin, S.J. « The Environmental Determinants of Foreign Direct Investment: An Ex-Post Empirical Analysis », *The Journal of International Business Studies*, vol. 7, n° 2 (1976), p. 29-42.

Kogut, B., et S.J. Chang. « Platform Investments and Volatile Exchange Rates: Direct Investment in the U.S. by Japanese Companies », *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, n° 2 (1996), p. 221-231.

Krugman, P. *Geography and Trade*, Leuven (Belgique), Leuven University Press, 1991.

Kumar, N. « Intellectual Property Protection, Market Orientation and the Location of Overseas R&D Activities by Multinational Enterprises », *World Development* (avril 1996), p. 673-684.

Landefeld, J.S., et A.M. Lawson. « Valuation of the U.S. Net International Investment Position », *International Direct Investment*, Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, mars 1999, p. 3-15.

Laszlo, A.P. « A Survey of Techniques Employed by State and Local Governments for the Promotion of Foreign Direct Investment », *George Washington Journal of International Law and Economics*, vol. 18, n° 1 (1984), p. 155-181.

List, J.A. « US County-Level Determinants of Inbound FDI: Evidence From a Two-Step Modified Count Data Model », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 19 (2001), p. 953-973.

Loree, D.W., et S. Guisinger. « Policy and Non-Policy Determinants of U.S. Equity Foreign Direct Investment », *Journal of International Business Studies*, (2e trimestre, 1995), p. 281-299.

Mauro, P. « Corruption and Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, nº 3 (1995), p. 681-712.

Mercer, W.M. *Worldwide Quality of Life Survey*, 1999. Disponible sur le site http://www.wmmercer.com/global/english/resource/resource_news_topic_022501.htm.

Mody, A., et K. Srinivasan. « Japanese and U.S. Firms as Foreign Investors: Do They March to the Same Tune? », *Revue canadienne d'économique*, vol. 31, nº 4 (1998), p. 778-800.

Morisset, J. « FDI in Africa: Policies Also Matter », *Transnational Corporations*, vol. 9, nº 2 (2000), p. 107-126.

Nahapiet, Janine, et Sumantra Ghoshal. « Social Capital, Intellectual Capital, and the Organizational Advantage », *Academy of Management Review*, vol. 23, nº 2 (avril 1998), p. 242.

OCDE. *Du bien-être des nations : le rôle du capital humain et social*, Paris, OCDE, 2001.

Pennings, J.M., K. Lee et A. van Witteloostuijn. « Human Capital, Social Capital and Firm Dissolution », *Academy of Management Journal*, vol. 41, nº 4 (1998) , p. 425-440.

Peterson, M., N.K. Malhota et J. Wagner. « Country Quality of Life and Foreign Direct Investment Decisions », *Global Outlook*, vol. 11, nº 1 (1999), p. 51-62.

Piper, J.R. « How U.S. Firms Evaluate Foreign Investment Opportunities », *MSU Business Topics*, vol. 19, été 1971.

Putnam, R.D. « Bowling Alone: America's Declining Social Capital », *Journal of Democracy*, vol. 6 (1995), p. 65-78.

Rugman, A.M. *Multinationals and Canada-United States Free Trade*, Columbia, University of South Carolina Press, 1990.

Smarzynska, B.K., et S.J. Wei. « Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secrets of Popular Myth », 2001. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w8465.

Sparrowe, R.T., R.C. Liden, S.J. Wayne et M.L. Kraimer. « Social Networks and the Performance of Individuals and Groups », *Academy of Management Journal*, vol. 44, nº 2 (2001), p. 316-325.

Stevens, G.V.G. « Politics, Economics and Investment: Explaining Plants and Equipment Spending by U.S. Direct Investors in Argentina, Brazil and Mexico », *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, nº 2 (2000), p. 115-135.

Thomsen, S. « Investment Patterns in a Longer-Term Perspective », Organisation de coopération et de développement économiques, 2000. Document de travail sur l'investissement international nº 2000/2. Document reprographié.

Tuman, J., et C. Emmert. « Explaining Japanese Foreign Direct Investment in Latin America, 1979-1992 », *Social Science Quarterly*, vol. 80, n° 3 (1999), p. 539-555.

Verbeek, M. *A Guide to Modern Econometrics*, New York, John Wiley and Sons, 2000.

Vining, A.R., et D.L. Weimer. « Criteria for Infrastructure Investment: Normative, Positive and Prudential Perspectives », dans *Building the Future: Issues in Public Infrastructure in Canada*, publié sous la direction de A.R. Vining et J. Richards, Toronto, Institut C.D. Howe, 2001, p. 131-165.

Wei, Shang-Jin. « How Taxing is Corruption on International Investors? », *Review of Economics and Statistics*, vol. 82, n° 1 (février 2000), p. 1-11.

Wheeler, D. « Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries », Banque mondiale, 2001. Working Paper No. 2524.

Wheeler, D., et A. Mody. « International Investment Locational Decisions – The Case of U.S. Firms », *Journal of International Economics*, vol. 33 (1992), p. 57-76.

Witcher, S.K. « Can That Paradise Down Under Be a Powerhouse Too? », *The Wall Street Journal*, 1er décembre 2000, p. A13.

Zhao, H., et G. Zhu. « Location Factors and Country-of-Origin Differences: An Empirical Analysis of FDI in China », *Multinational Business Review*, (printemps 2000), p. 60-73.

PUBLICATIONS DE RECHERCHE D'INDUSTRIE CANADA

COLLECTION DOCUMENTS DE TRAVAIL

N° 1 **L'intégration économique de l'Amérique du Nord : les tendances de l'investissement étranger direct et les 1 000 entreprises les plus grandes**, personnel de la Direction de l'analyse de la politique micro-économique, notamment John Knubley, Marc Legault et P. Someshwar Rao, Industrie Canada, 1994.

N° 2 **Les multinationales canadiennes : analyse de leurs activités et résultats**, personnel de la Direction de l'analyse de la politique micro-économique, notamment P. Someshwar Rao, Marc Legault et Ashfaq Ahmad, Industrie Canada, 1994.

N° 3 **Débordements transfrontaliers de R-D entre les industries du Canada et des États-Unis**, Jeffrey I. Bernstein, Université Carleton et National Bureau of Economic Research, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1994.

N° 4 **L'impact économique des activités de fusion et d'acquisition sur les entreprises**, Gilles Mcdougall, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1995.

N° 5 **La transition de l'université au monde du travail : analyse du cheminement de diplômés récents**, Ross Finnie, École d'administration publique, Université Carleton et Statistique Canada, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 6 **La mesure du coût d'observation lié aux dépenses fiscales : les stimulants à la recherche-développement**, Sally Gunz et Alan Macnaughton, Université de Waterloo, et Karen Wensley, Ernst & Young, Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 7 **Les structures de régie, la prise de décision et le rendement des entreprises en Amérique du Nord**, P. Someshwar Rao et Clifton R. Lee-Sing, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1996.

N° 8 **L'investissement étranger direct et l'intégration économique de la zone APEC**, Ashfaq Ahmad, P. Someshwar Rao et Colleen Barnes, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1996.

N° 9 **Les stratégies de mandat mondial des filiales canadiennes**, Julian Birkinshaw, Institute of International Business, Stockholm School of Economics, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 10 **R-D et croissance de la productivité dans le secteur manufacturier et l'industrie du matériel de communications au Canada**, Jeffrey I. Bernstein, Université Carleton et National Bureau of Economic Research, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 11 **Évolution à long terme de la convergence régionale au Canada**, Serge Coulombe, Département de sciences économiques, Université d'Ottawa, et Frank C. Lee, Industrie Canada, 1996.

N° 12 **Les répercussions de la technologie et des importations sur l'emploi et les salaires au Canada**, Frank C. Lee, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1996.

N° 13 **La formation d'alliances stratégiques dans les industries canadiennes : une analyse microéconomique**, Sunder Magun, Applied International Economics, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 14 **Performance de l'emploi dans l'économie du savoir**, Surendra Gera, Industrie Canada, et Philippe Massé, Développement des ressources humaines Canada, 1996.

N° 15 **L'économie du savoir et l'évolution de la production industrielle**, Surendra Gera, Industrie Canada, et Kurt Mang, ministère des Finances, 1997.

N° 16 **Stratégies commerciales des PME et des grandes entreprises au Canada**, Gilles Mcdougall et David Swimmer, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1997.

N° 17 **Incidence sur l'économie mondiale des réformes en matière d'investissement étranger et de commerce mises en œuvre en Chine**, Winnie Lam, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1997.

N° 18 **Les disparités régionales au Canada : diagnostic, tendances et leçons pour la politique économique**, Serge Coulombe, Département de sciences économiques, Université d'Ottawa, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 19 **Retombées de la R-D entre industries et en provenance des États-Unis, production industrielle et croissance de la productivité au Canada**, Jeffrey I. Bernstein, Université Carleton et National Bureau of Economic Research, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 20 **Technologie de l'information et croissance de la productivité du travail : analyse empirique de la situation au Canada et aux États-Unis**, Surendra Gera, Wulong Gu et Frank C. Lee, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1998.

N° 21 **Progrès technique incorporé au capital et ralentissement de la croissance de la productivité au Canada**, Surendra Gera, Wulong Gu et Frank C. Lee, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1998.

N° 23 **La restructuration de l'industrie canadienne : analyse micro-économique**, Sunder Magun, Applied International Economics, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 24 **Les politiques du gouvernement canadien à l'égard de l'investissement étranger direct au Canada**, Steven Globerman, Université Simon Fraser et Université Western Washington, et Daniel Shapiro, Université Simon Fraser, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 25 **Une évaluation structuraliste des politiques technologiques – Pertinence du modèle schumpétérien**, Richard G. Lipsey et Kenneth Carlaw, Université Simon Fraser, avec la collaboration de Davit D. Akman, chercheur associé, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 26 **Commerce intrasociété des entreprises transnationales étrangères au Canada**, Richard A. Cameron, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1998.

N° 27 **La hausse récente des demandes de brevets et la performance des principaux pays industrialisés sur le plan de l'innovation – Tendances et explications**, Mohammed Rafiquzzaman et Lori Whewell, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1998.

N° 28 **Technologie et demande de compétences : une analyse au niveau de l'industrie**, Surendra Gera et Wulong Gu, Industrie Canada, et Zhengxi Lin, Statistique Canada, 1999.

N° 29 **L'écart de productivité entre les entreprises canadiennes et américaines**, Frank C. Lee et Jianmin Tang, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1999.

N° 30 **Investissement étranger direct et croissance de la productivité : l'expérience du Canada comme pays d'accueil**, Surendra Gera, Wulong Gu et Frank C. Lee, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1999.

N° 31 **Les entreprises manufacturières sous contrôle canadien sont-elles moins productives que leurs concurrentes sous contrôle étranger?** Someshwar Rao et Jianmin Tang, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 2000.

N° 32 **Le paradoxe canado-américain de la croissance de la productivité**, Serge Coulombe, Département de sciences économiques, Université d'Ottawa, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 33 **Propension à la R-D et productivité dans les entreprises sous contrôle étranger au Canada**, Jianmin Tang et Someshwar Rao, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 2001.

N° 34 **Les répercussions sectorielles de l'application du Protocole de Kyoto**, Randall Wigle, Université Wilfrid Laurier, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2001.

N° 36 **Investissement étranger direct et formation intérieure de capital**, Walid Hejazi et Peter Pauly, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2002.

N° 37 **Infrastructure politique nationale et investissement étranger direct** Steven Globerman, Université Western Washington, et Daniel Shapiro, Université Simon Fraser, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2002.

COLLECTION DOCUMENTS DE DISCUSSION

N° 1 **Les multinationales comme agents du changement : définition d'une nouvelle politique canadienne en matière d'investissement étranger direct**, Lorraine Eden, Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1994.

N° 2 **Le changement technologique et les institutions économiques internationales**, Sylvia Ostry, Centre for International Studies, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 3 **La régie des sociétés au Canada et les choix sur le plan des politiques**, Ronald J. Daniels, Faculté de droit, Université de Toronto, et Randall Morck, Faculté d'administration des affaires, Université de l'Alberta, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 4 **L'investissement étranger direct et les politiques d'encadrement du marché : réduire les frictions dans les politiques axées sur la concurrence et la propriété intellectuelle au sein de l'APEC**, Ronald Hirshhorn, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1996.

N° 5 **La recherche d'Industrie Canada sur l'investissement étranger : enseignements et incidence sur les politiques**, Ronald Hirshhorn, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 6 **Rivalité sur les marchés internationaux et nouveaux enjeux pour l'Organisation mondiale du commerce**, Edward M. Graham, Institute for International Economics, Washington (D.C.), dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 7 **Conséquences des restrictions à la propriété étrangère pour l'économie canadienne – Une analyse sectorielle,** Steven Globerman, Université Western Washington, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 8 **Les déterminants de la croissance de la productivité canadienne : enjeux et perspectives,** Richard G. Harris, Université Simon Fraser et Institut canadien de recherches avancées, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 9 **Le Canada manque-t-il le « bateau technologique »? Examen des données sur les brevets,** Manuel Trajtenberg, Université de Tel-Aviv, National Bureau of Economic Research et Institut canadien de recherches avancées, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 10 **L'intégration économique de l'Amérique du Nord – Problématique et recherche future,** Richard G. Harris, Université Simon Fraser, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2001.

N° 11 **Politique sociale et croissance de la productivité : quels sont les liens?**, Richard G. Harris, Université Simon Fraser et Institut canadien de recherches avancées, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2002.

N° 12 **Le boom économique irlandais : les faits, les causes et les leçons**, Pierre Fortin, Université du Québec à Montréal et Institut canadien de recherches avancées, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2002.

COLLECTION DOCUMENTS HORS SÉRIE

N° 1 **Obstacles officiels et officieux à l'investissement dans les pays du G-7 : analyse par pays**, personnel de la Direction de l'analyse de la politique micro-économique, notamment Ashfaq Ahmad, Colleen Barnes, John Knubley, Rosemary D. MacDonald et Christopher Wilkie, Industrie Canada, 1994.

Obstacles officiels et officieux à l'investissement dans les pays du G-7 : résumé et conclusions, personnel de la Direction de l'analyse de la politique micro-économique, notamment Ashfaq Ahmad, Colleen Barnes et John Knubley, Industrie Canada, 1994.

N° 2 **Les initiatives d'expansion commerciale dans les filiales de multinationales au Canada**, Julian Birkinshaw, Université Western Ontario, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 3 **Le rôle des consortiums de R-D dans le développement de la technologie**, Vinod Kumar, Research Centre for Technology Management, Université Carleton, et Sunder Magun, Centre de droit et de politique commerciale, Université d'Ottawa et Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 4 **Écarts hommes/femmes dans les programmes universitaires**, Sid Gilbert, Université de Guelph, et Alan Pomfret, King's College, Université Western Ontario, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 5 **La compétitivité : notions et mesures**, Donald G. McFetridge, Département d'économique, Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 6 **Aspects institutionnels des stimulants fiscaux à la R-D : le crédit d'impôt à la RS&DE**, G. Bruce Doern, École d'administration publique, Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 7 **La politique de concurrence en tant que dimension de la politique économique : une analyse comparative**, Robert D. Anderson et S. Dev Khosla, Direction de l'économique et des affaires internationales, Bureau de la politique de concurrence, Industrie Canada, 1995.

N° 8 **Mécanismes et pratiques d'évaluation des répercussions sociales et culturelles des sciences et de la technologie**, Liora Salter, Osgoode Hall Law School, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 9 **Sciences et technologie : perspectives sur les politiques publiques**, Donald G. McFetridge, Département d'économique, Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 10 **Innovation endogène et croissance : conséquences du point de vue canadien**, Pierre Fortin, Université du Québec à Montréal et Institut canadien de recherches avancées, et Elhanan Helpman, Université de Tel-Aviv et Institut canadien de recherches avancées, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 11 **Les rapports université-industrie en sciences et technologie**, Jérôme Doutriaux, Université d'Ottawa, et Margaret Barker, Meg Barker Consulting, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 12 **Technologie et économie : examen de certaines relations critiques**, Michael Gibbons, Université de Sussex, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1995.

N° 13 **Le perfectionnement des compétences des cadres au Canada**, Keith Newton, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1995.

N° 14 **Le facteur humain dans le rendement des entreprises : stratégies de gestion axées sur la productivité et la compétitivité dans l'économie du savoir**, Keith Newton, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1996.

N° 15 **Les charges sociales et l'emploi : un examen de la documentation**, Joni Baran, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1996.

N° 16 **Le développement durable : concepts, mesures et déficiences des marchés et des politiques au niveau de l'économie ouverte, de l'industrie et de l'entreprise**, Philippe Crabbé, Institut de recherche sur l'environnement et l'économie, Université d'Ottawa, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 17 **La mesure du développement durable : étude des pratiques en vigueur**, Peter Hardi et Stephan Barg, avec la collaboration de Tony Hodge et Laszlo Pinter, Institut international du développement durable, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 18 **Réduction des obstacles réglementaires au commerce : leçons à tirer de l'expérience européenne pour le Canada**, Ramesh Chaitoo et Michael Hart, Centre de droit et de politique commerciale, Université Carleton, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 19 **Analyse des mécanismes de règlement des différends commerciaux internationaux et conséquences pour l'Accord canadien sur le commerce intérieur**, E. Wayne Clendenning et Robert J. Clendenning, E. Wayne Clendenning & Associates Inc., dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1997.

N° 20 **Les entreprises autochtones : caractéristiques et stratégies de croissance**, David Caldwell et Pamela Hunt, Centre des conseils en gestion, dans le cadre d'un contrat avec Entreprise autochtone Canada, Industrie Canada, 1998.

N° 21 **La recherche universitaire et la commercialisation de la propriété intellectuelle au Canada**, Wulong Gu et Lori Whewell, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 1999.

N° 22 **La comparaison des niveaux de vie au Canada et aux États-Unis – Une perspective régionale**, Raynald Létourneau et Martine Lajoie, Direction de l'analyse de la politique micro-économique, Industrie Canada, 2000.

N° 23 **Liens entre changement technologique et croissance de la productivité**, Steven Globerman, Université Western Washington, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 24 **Investissement et croissance de la productivité – Étude inspirée de la théorie néoclassique et de la nouvelle théorie de la croissance**, Kevin J. Stiroh, Federal Reserve Bank de New York, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 25 **Les déterminants économiques de l'innovation**, Randall Morck, Université de l'Alberta, et Bernard Yeung, Université de New York, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 26 **Les PME, l'exportation et la création d'emploi : une analyse au niveau de l'entreprise**, Élisabeth Lefebvre et Louis A. Lefebvre, CIRANO et École polytechnique de Montréal, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2000.

N° 27 **La localisation des activités à plus grande valeur ajoutée**, Steven Globerman, Université Western Washington, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 2001.

COLLECTION LE CANADA AU 21e SIÈCLE

N° 1 **Tendances mondiales : 1980-2015 et au delà**, J. Bradford DeLong, Université de la Californie, Berkeley, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 2 **Libéralisation étendue axée sur les aspects fondamentaux : un cadre pour la politique commerciale canadienne**, Randy Wigle, Université Wilfrid Laurier, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 3 **L'intégration économique de l'Amérique du Nord : les 25 dernières années et les 25 prochaines années**, Gary C. Hufbauer et Jeffrey J. Schott, Institute for International Economics, Washington (D.C.), dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 4 **Les tendances démographiques au Canada, 1996-2006 : les répercussions sur les secteurs public et privé**, David K. Foot, Richard A. Loreto et Thomas W. McCormack, Madison Avenue Demographics Group, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 5 **Investissement : les défis à relever au Canada**, Ronald P.M. Giammarino, Université de la Colombie-Britannique, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 6 **Visualiser le 21e siècle – Investissements en infrastructure pour la croissance économique, le bien-être et le mieux-être des Canadiens**, Christian DeBresson, Université du Québec à Montréal, et Stéphanie Barker, Université de Montréal, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 7 **Les conséquences du changement technologique pour les politiques de main-d'œuvre**, Julian R. Betts, Université de la Californie à San Diego, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 8 **L'économie et l'environnement : l'expérience récente du Canada et les perspectives d'avenir**, Brian R. Copeland, Université de la Colombie-Britannique, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 9 **Réactions individuelles à l'évolution du marché du travail au Canada**, Paul Beaudry et David A. Green, Université de la Colombie-Britannique, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 10 **La réaction des entreprises – L'innovation à l'ère de l'information**, Randall Morck, Université de l'Alberta, et Bernard Yeung, Université du Michigan, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

N° 11 **Institutions et croissance – Les politiques-cadres en tant qu'instrument de compétitivité**, Ronald J. Daniels, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1998.

COLLECTION PERSPECTIVES SUR LE LIBRE-ÉCHANGE NORD-AMÉRICAIN

N° 1 **La fabrication dans les pays de petite taille peut-elle survivre à la libéralisation du commerce? L'expérience de l'Accord de libre-échange Canada-États-Unis**, Keith Head et John Ries, Université de la Colombie-Britannique, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 2 **Modélisation des liens entre le commerce et l'investissement étranger direct au Canada**, Walid Hejazi et A. Edward Safarian, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 3 **Libéralisation des échanges et migration de travailleurs qualifiés**, Steven Globerman, Université Western Washington et Université Simon Fraser, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 4 **Évolution du profil sectoriel et professionnel du commerce international du Canada**, Peter Dungan et Steve Murphy, Institute for Policy Analysis, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

N° 5 **Incidence de l'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis sur le commerce interprovincial**, John F. Helliwell, Université de la Colombie-Britannique, Frank C. Lee, Industrie Canada, et Hans Messinger, Statistique Canada, 1999.

N° 6 **L'essentiel sur l'Accord de libre-échange Canada-États-Unis,** Daniel Trefler, Université de Toronto, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada, 1999.

MONOGRAPHIE

La productivité au niveau de l'industrie et la compétitivité internationale au Canada et aux États-Unis, publié sous la direction de Dale W. Jorgenson, Université Harvard, et Frank C. Lee, Industrie Canada, 2000.

DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 **Investissement étranger, technologie et croissance économique,** publié sous la direction de Donald G. McFetridge, University of Calgary Press, 1991.

N° 2 **La mondialisation des sociétés par le jeu des fusions et acquisitions**, publié sous la direction de Leonard Waverman, University of Calgary Press, 1991.

N° 3 **Multinationales en Amérique du Nord,** publié sous la direction de Lorraine Eden, University of Calgary Press, 1994.

N° 4 **Les multinationales canadiennes**, publié sous la direction de Steven Globerman, University of Calgary Press, 1994.

N° 5 **La prise de décision dans les entreprises au Canada**, publié sous la direction de Ronald J. Daniels et Randall Morck, University of Calgary Press, 1995.

N° 6 **La croissance fondée sur le savoir et son incidence sur les politiques microéconomiques**, publié sous la direction de Peter Howitt, University of Calgary Press, 1996.

N° 7 **La région de l'Asie-Pacifique et l'économie mondiale : perspectives canadiennes**, publié sous la direction de Richard G. Harris, University of Calgary Press, 1996.

N° 8 **Le financement de la croissance au Canada**, publié sous la direction de Paul J.N. Halpern, University of Calgary Press, 1997.

N° 9 **La politique de concurrence et les droits de propriété intellectuelle dans l'économie du savoir**, publié sous la direction de Robert D. Anderson et Nancy T. Gallini, University of Calgary Press, 1998.

N° 10 **Les enjeux de la productivité au Canada**, publié sous la direction de Someshwar Rao et Andrew Sharpe, University of Calgary Press, 2002.

PUBLICATIONS CONJOINTES

Capital Budgeting in the Public Sector, en collaboration avec le John Deutsch Institute, sous la direction de Jack Mintz et Ross S. Preston, 1994.

Infrastructure and Competitiveness, en collaboration avec le John Deutsch Institute, sous la direction de Jack Mintz et Ross S. Preston, 1994.

Getting the Green Light: Environmental Regulation and Investment in Canada, en collaboration avec l'Institut C.D. Howe, Jamie Benidickson, G. Bruce Doern et Nancy Olewiler, 1994.

Pour obtenir des exemplaires de l'un des documents publiés dans le cadre du Programme des publications de recherche d'Industrie Canada, veuillez communiquer avec le :

Responsable des publications
Analyse de la politique micro-économique
Industrie Canada
5e étage, tour Ouest
235, rue Queen
Ottawa (Ontario) K1A 0H5

Tél. : (613) 952-5704
Téléc. : (613) 991-1261
Courriel : mepa.apme@ic.gc.ca